



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

AMANDA SEIXAS DINIZ

**A IMPORTÂNCIA DA MENSURAÇÃO DA INCERTEZA PARA *COMMODITIES*,
INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA:
TRÊS ENSAIOS PARA O BRASIL**

JOÃO PESSOA

2019

AMANDA SEIXAS DINIZ

**A IMPORTÂNCIA DA MENSURAÇÃO DA INCERTEZA PARA *COMMODITIES*,
INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA:
TRÊS ENSAIOS PARA O BRASIL**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas do Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), como requisito para a obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Orientador(a): Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia

JOÃO PESSOA

2019

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

D585i Diniz, Amanda Seixas.

A Importância da Mensuração da Incerteza para
Commodities, Inflação e Política Monetária: Três
Ensaio para o Brasil / Amanda Seixas Diniz. - João
Pessoa, 2019.

151 f. : il.

Monografia (Graduação) - UFPB/CCSA.

1. Gestão de Risco. 2. Agronegócio. 3. Inflação. 4.
Regra de Taylor. I. Título

UFPB/CCSA

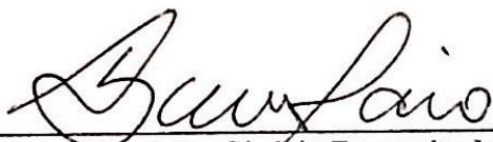
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

AVALIAÇÃO DO TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Comunicamos à Coordenação do Curso de Graduação em Ciências Econômicas (Bacharelado) que o trabalho de conclusão de curso (TCC) da aluna **Amanda Seixas Diniz**, matrícula **11500653**, intitulada **A IMPORTÂNCIA DA MENSURAÇÃO DA INCERTEZA SOBRE COMMODITIES, INFLAÇÃO E POLÍTICA MONETÁRIA: TRÊS ENSAIOS PARA O BRASIL**, foi submetido à apreciação da Comissão Examinadora, composta pelos professores: Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia (orientador), Prof. Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho (examinador) e Prof. Dr. Hélio de Sousa Ramos Filho (examinador) no dia 01/10/2019, às 19 horas, no período letivo 2019.1

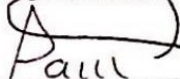
O TCC foi aprovado pela Comissão Examinadora e obteve nota (10,0).
Reformulações sugeridas: Sim () Não (☒)

Atenciosamente,



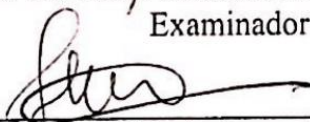
Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia

Orientador



Prof. Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho

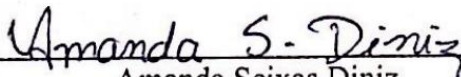
Examinador



Prof. Dr. Hélio de Sousa Ramos Filho

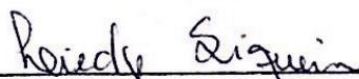
Examinador

Cientes:



Amanda Seixas Diniz

Aluna



Liédje Bettizaide Oliveira de Siqueira

Coordenadora da disciplina de Trabalho de Conclusão de Curso

Aos meus pais, Lêda e Djair, por nunca me deixarem desistir; minhas amigas, Claricy, Alanna e Li, por me apoiarem mesmo de longe; e, Prof. Sinézio, por todo suporte e ensinamentos.

“Inflation it’s not a capitalist phenomenon, it’s not a communist phenomenon, it’s a printing press phenomenon.”

Milton Friedman

“If there is anything about which modern macroeconomics is clear however - and on which there is substantial consensus - it is that policy rules have major advantages over discretion in improving economic performance.”

John B. Taylor

“To preserve the distinction between the measurable uncertainty and an unmeasurable one we use the term "risk" to designate the former and the term uncertainty for the latter.”

Frank Knight

AGRADECIMENTOS

Esse trabalho é fruto de uma jornada de 4 anos, repleta de alegrias e tristezas, vitórias e derrotas, dias corridos, noites mal dormidas, e muitos esforços. Jamais poderei dizer que estive só durante essa caminhada, e não poderia deixar de expressar meus mais sinceros agradecimentos.

À minha família, que foi peça fundamental para que eu pudesse chegar aqui. Reconheço de longe seus incansáveis esforços para me ajudarem seja lá como for. Agradeço por fazerem de tudo por mim, por cada vez que insistiram que eu era capaz, cada incentivo, cada espera, cada conselho e broncas. Obrigada por se fazerem presentes nos momentos mais difíceis, e se alegrarem comigo nos melhores. Nenhuma palavra aqui é suficiente para expressar, e nenhuma atitude é capaz de demonstrar a gratidão e o amor que sinto por vocês, mãe e pai!

À Alanna e Claricy, pela amizade extremamente importante. Perdi as contas de quantas vezes corri para elas nos momentos mais desesperadores, e encontrei duas pessoas de braços abertos para me ouvir e me apoiar. Desde as mensagens esporádicas até as nossas saídas, todos os momentos eram como sequestros da realidade, em que eu tinha total liberdade de respirar e desabafar, na certeza de que não seria reprovada. Obrigada por fazerem questão de me lembrar o quanto eu era capaz, e por sempre enaltecerem meu trabalho mesmo sem entender. Que essa amizade do Ensino Médio dure uma vida inteira, para que eu possa retribuir cada gesto de vocês.

A todos os professores que construíram o caminho do conhecimento que trilhei para chegar até aqui, desde o Ensino Infantil até à Universidade. Alguns, em especial, marcaram cada etapa. Agradeço à “Tia” Sally por toda sua atenção e carisma nos ensinamentos básicos que foram me passando enquanto criança. À Prof^a. Márcia Marilze pelas melhores aulas na alfabetização. Até hoje lembro dos seus ensinamentos básicos de português, e suas “regrinhas” que não podíamos esquecer. Às Profs.^{as} Elifrancy e Edileuza que marcaram meu Ensino Fundamental I, me ensinando não só as matérias básicas, como também reforçando as condutas de um bom cidadão. Além delas, meu agradecimento se estende à toda equipe do Instituto Nesher, que me ofereceram uma boa base educacional, bem como, fortaleceram todos os princípios e valores que aprendi em casa. As mulheres que compuseram a maioria do seu corpo docente são uma das minhas fontes de inspiração para lecionar, pois o amor pelo que faziam era nítido em cada atitude.

Aos meus professores do Fundamental II, no Evolução. Em especial, Prof. Adalberto, de Matemática, Prof. Hugo, de Biologia, Prof. Sérgio, de Inglês, Prof. Marcos, de Gramática e Literatura. Cada um com metodologias e didáticas diferentes, mas que, como lembro bem, conquistavam não só a minha atenção, como de toda a turma, pela paixão com que lecionavam as disciplinas. *In memoria*, Prof. Onaldo, de Espanhol, que partiu na metade do 9º ano. Mesmo com sua dureza, e nos fazendo conjugar todos os verbos possíveis em todos os tempos da língua espanhola, deixou muita saudade, principalmente, por seus sermões de “pai”, e por sempre nos incentivar a estudar cada vez mais, ao invés de reclamarmos. Também agradeço à Coordenadora Fabiana, por todo apoio prestado a mim e à minha família quando necessário.

Aos meus professores do Ensino Médio, no Interactivo. Especialmente, Prof.^a Ana Paula Colaço, de Gramática, Prof.^a Danielle Nascimento, de Redação; seus ensinamentos me rendem elogios até hoje e, claro, o crédito é todo delas. Profs. Diego Lima e Emerson “Catetusa”, o primeiro ensinava com toda seriedade, o segundo com músicas, mas ambos lecionavam as melhores aulas de Matemática I e II que a turma já tinha visto. Aos Profs. Dante Grisi e Casimiro, por tornar as aulas de Física menos difíceis, e mais prazerosas. À Prof.^a Atena, por me ensinar os mais diversos tipos de artes que a humanidade já viu, adicionando mais cultura ao meu conhecimento.

Por fim, a todos os meus professores do Curso de Economia da UFPB. À Prof.^a Márcia Paixão, sua competência e disciplina em tudo o que faz são exemplares. Aos Profs. Adriano Firmino e Tiago Sobel, por me ajudarem e orientarem com as mais diversas questões burocráticas sempre que precisei. Aos Profs. Ivan Targino, Hélio Ramos, Edilean Kleber, Hilton Martins, e Profs.^a Márcia Fonseca e Patrícia Amarante, por me fazerem ficar ainda mais encantada pelas Ciências Econômicas com suas aulas. E a todos os outros professores por todo conhecimento transmitido, cada qual com sua importância.

Last, but not least, gostaria de agradecer a dois professores que desempenharam papéis essenciais na minha formação enquanto economista. Primeiramente, à Prof.^a Karla Roberta, de Geografia. Costumo dizer que ela foi quem deu o pontapé inicial. Com seu jeito rígido de ser, mas com uma didática fantástica, era famosa pelas chamadas orais semanais, com os assuntos das aulas que ela ainda não tinha lecionado. Era a forma que ela criou para nos incentivar a ler o assunto antes da aula, e dava certo. Lembro de estar indecisa nessa época, pois sabia do meu prazer em estudar Matemática, mas não queria atuar na área. Achava muito abstrato, queria colocar em prática, desde que não fosse em Engenharia. Certo

dia, no segundo semestre do 2º ano do Ensino Médio, em uma dessas COs (como ela chamava), o assunto era Estruturas de Mercado, ponto em que vi minha paixão por Economia despertar, tanto que acertei todas as questões da chamada. Não bastando isso, a aula dela foi incrível. Foi ali que decidi optar pelo Curso de Ciências Econômicas. Talvez, se não fosse por aquele estudo que ela me “obrigou” a fazer, talvez demorasse muito mais tempo para enxergar o que eu tanto gostava.

O responsável pelo passo seguinte, foi o Prof. Sinézio. Mas eu tive que esperar até o segundo período para encontrar com ele pelo caminho, literalmente. Agradeço a Deus até hoje por terem me colocado como monitora, na sala onde aconteceria o curso de Educação Financeira da Sala de Ações, no ERECO 2016 – isso porque todos os outros estavam com medo de ficar no mesmo ambiente que o professor. Foi a prova perfeita de que coragem te leva a caminhos melhores. Naquela tarde, recebi o convite que mudaria todo o curso da minha graduação: fui chamada para participar da Sala de Ações. Depois daquele dia, vi minha curva de aprendizagem crescer exponencialmente. Foi com ele que aprendi sobre Análise de Empresas, Análise Técnica, Macroeconomia, bem como, a trabalhar em equipe, como me comportar em uma reunião. Adquiri uma postura cada vez mais profissional a cada semana que passava, principalmente na época do estágio. Entretanto, não bastou o projeto. Paguei Introdução à Econometria, Econometria, Mercado de Derivativos e Gestão de Risco com ele, na graduação, bem como, tive a oportunidade de assistir às suas aulas de Economia Financeira na pós-graduação de Administração. Tudo isso me rendeu dois anos de aprendizado constante. Me tornei bolsista PIBIC nesse meio tempo, para aprofundar meu conhecimento junto a ele, e passei mais um ano e meio como monitora das disciplinas de forma voluntária. Nessa última etapa, descobri que amo Econometria e, mais ainda, ensiná-la. Por isso, agradeço ao Prof. Sinézio por acreditar naquela aluna do 2º período, e por torná-la uma economista de verdade, não apenas por um “diploma”. Obrigada por me conduzir por caminhos que nunca imaginei trilhar, e por me proporcionar experiências que me fizeram crescer enquanto profissional e pessoa. Como digo a ele, se um dia eu for professora, que seja de Econometria, e com a mesma fama que ele tem: de ser exigente, mas que todos respeitam.

Aos integrantes do Projeto Sala de Ações, em especial, Li (minha “sombra”), Nicholas e Italo. Ao lado de vocês, evolui, construí, me alegrei e também me estressei (muito!). Entretanto, cada momento ficará eternamente marcado na minha memória, como

as melhores amizades no projeto, e dos momentos mais divertidos naquele ambiente 10, do Bloco do PPGE. Éramos uma equipe imbatível!

Não menos importante, aos meus colegas de curso, Pedro, Bruno, Luccas e Italo, que me acompanharam de perto até a metade do curso. Obrigada por segurarem minha barra na época do estágio na Sala de Ações, me ajudando com as listas, me passando os assuntos perdidos, e os momentos pós-prova. Apesar da distância, não poderia deixar de agradecer a vocês. À Nielly, Bruna e Letícia pelas conversas no corredor, e por todo carinho e apoio que vocês sempre fizeram questão de deixar explícito. Espero poder retribuir por tudo isso um dia.

Também agradeço aos servidores e ao pessoal da limpeza do CCSA, quem trabalhava para fazer as coisas funcionarem enquanto eu estudava. Em especial, ao Sr. Edilvan e à Vânia, pela disposição e simpatia sempre que eu chegava com algum problema no Departamento. Ao Sr. Adelmo e Bonifácio, por serem sempre solícitos quando precisei de algum serviço para a Sala de Ações, ou para o ambiente do Prof. Sinézio. A todos os servidores da biblioteca do CCSA, que com muita paciência me ensinaram a procurar os livros pela biblioteca, e sempre me atendiam com muito boa vontade.

RESUMO

A mensuração do risco de uma variável econômica é comumente associada às variações de preços. Diante disso, a motivação da pesquisa é no aprimoramento do conhecimento sobre os determinantes das variações de preços da economia brasileira, bem como, encontrar evidências empíricas de como a autoridade monetária se comporta diante de tais mudanças e, quais estratégias podem ser utilizadas para se proteger desse tipo de risco. Portanto, este trabalho é composto por três ensaios sobre a mensuração da incerteza no que diz respeito à *commodities*, inflação e política monetária, para o período entre 2003 e 2018. O primeiro ensaio tem como objetivo identificar quais fatores determinam a dinâmica inflacionária brasileira, buscando responder à seguinte pergunta: seriam os preços de alimentos ou os administrados que exercem maior pressão sobre a inflação? Os resultados apontaram que os preços administrados foram responsáveis por maior parte de um choque inesperado na inflação. Tais resultados são indícios de que, mesmo que o governo tente controlar os preços, para impedir que a volatilidade da inflação seja maior (no sentido de Engle, 1982), os resultados de sua intervenção podem ser exatamente o contrário do que o esperado. O segundo ensaio teve como objetivo apresentar evidências empíricas sobre a condução da política monetária no Brasil, por meio do regime de metas de inflação, seguindo teoricamente a Regra de Taylor. Os resultados indicaram que, apenas entre 2011 e 2018, os ajustes efetuados pela autoridade monetária foram eficientes no combate à inflação. Por fim, o terceiro ensaio buscou apresentar estratégias de proteção contra as variações dos preços, para o setor de agronegócio, utilizando o mercado de contratos futuros. Foram utilizados dois modelos dinâmicos: de Correlação Condicional Dinâmica (DCC – *Dinamic Conditional Correlation*) e, o de volatilidade multivariada GARCH-BEKK. O modelo DCC foi o que forneceu maior cobertura de risco em quase todos os produtos, com exceção do mercado de Boi Gordo, no qual se destacou o modelo GARCH-BEKK.

Palavras-chave: Gestão de Risco. Agronegócio. Inflação. Regra de Taylor.

ABSTRACT

Measuring the risk of a common economic variable is associated with price changes. Given this, the motivation of the research is not to improve knowledge about the price determinants of the Brazilian economy, but to find empirical information on how the Monetary Authority behaves at the top of these changes and which statistics can be used to protect from such risks. Therefore, this paper consists of three essays on measurement of uncertainty regarding commodities, inflation and monetary policy, for periods between 2003 and 2018. The first test aims to identify which factors determine the Brazilian inflationary use, seeking to answer the following question: Which food or administered prices put the most pressure on inflation? The results pointed to administered prices accounted for most of an unexpected shock in inflation. These results are indications that even if the government tries to control prices to prevent inflation volatility from being increased (meaningless by Engle, 1982), the results of its intervention may be just the opposite of what is expected. The second essay aimed to present empirical studies on the conduct of monetary policy in Brazil, through the inflation targeting regime, theoretically following the Taylor Rule. The results indicate that, only between 2011 and 2018, the adjustments made by the monetary authority were effective in combating inflation. Finally, the third essay sought to present strategies to protect against price variations for the agribusiness sector, using the futures market. Two dynamic models were used: Dynamic Conditional Correlation (DCC - Dynamic Conditional Correlation) and multivariate volatility GARCH-BEKK. The DCC model provided the highest risk coverage in almost all products except the Fat Cat market, without qualifying the GARCH-BEKK model.

Keywords: Risk Management. Agribusiness. Inflation. Taylor's Rule.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	14
2 PREÇOS DE ALIMENTOS E ADMINISTRADOS: UM ESTUDO SOBRE A DINÂMICA INFLACIONÁRIA BRASILEIRA	16
2.1 INTRODUÇÃO.....	16
2.2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	18
2.3 METODOLOGIA.....	21
2.4 RESULTADOS	24
2.5 CONCLUSÃO.....	29
3 TESTE ECONOMÉTRICO DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO PARA O BRASIL: 2003-2017.....	31
3.1 INTRODUÇÃO.....	31
3.2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	33
3.3 METODOLOGIA.....	36
3.3.1 FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT	36
3.3.2 MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS	37
3.3.3 MODELO DE VETORES AUTOREGRESSIVOS.....	39
3.3.4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	41
3.4 RESULTADOS	44
3.5 CONCLUSÃO.....	50
4 OPERAÇÕES DE HEDGE NO MERCADO FUTURO BRASILEIRO: APLICAÇÃO DA EFETIVIDADE E RAZÃO ÓTIMA COM MODELOS DE VOLATILIDADE	52
4.1 INTRODUÇÃO.....	52
4.2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	56
4.2.1 MERCADO DE DERIVATIVOS	56
4.2.2 ESCOLHA SOB INCERTEZA.....	59
4.2.3 TEORIA DO <i>HEDGE</i>	62
4.3 REVISÃO DA LITERATURA	65
4.4 METODOLOGIA.....	69
4.4.1 DADOS	69
4.4.2 ANÁLISE DE VOLATILIDADE UNIVARIADA	70
4.4.3 MODELO DE HEDGE ESTÁTICO	73
4.4.4 MODELO DE HEDGE DINÂMICO.....	75
1.4.5 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER E TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	77

4.5 RESULTADOS	79
4.5.1 AÇÚCAR	79
4.5.2 ETANOL	84
4.5.3 BOI GORDO	89
4.5.4 CAFÉ ARÁBICA	94
4.5.5 MILHO	99
4.5.6 SOJA.....	103
4.6 CONCLUSÃO.....	109
REFERÊNCIAS	112
APÊNDICE A – TABELAS E FIGURAS	116
ANEXO A – CONTRATO FUTURO DE AÇÚCAR.....	127
ANEXO B – CONTRATO FUTURO DE ETANOL.....	128
ANEXO C – CONTRATO FUTURO DE BOI GORDO.....	131
ANEXO D – CONTRATO FUTURO DE CAFÉ ARÁBICA.....	135
ANEXO E – CONTRATO FUTURO DE MILHO	146
ANEXO F – CONTRATO FUTURO DE SOJA	149

1 INTRODUÇÃO

A mensuração do risco de uma variável econômica é comumente associada às variações de preços. Diante disso, a motivação da pesquisa é no aprimoramento do conhecimento sobre os determinantes das variações de preços da economia brasileira, bem como, encontrar evidências empíricas de como a autoridade monetária se comporta diante de tais mudanças e, quais estratégias podem ser utilizadas para se proteger desse tipo de risco. Portanto, este trabalho é composto por três ensaios sobre a mensuração da incerteza no que diz respeito à *commodities*, inflação e política monetária.

O primeiro ensaio tem como objetivo identificar quais fatores determinam a dinâmica inflacionária brasileira. O trabalho toma como base o modelo IS-LM para uma economia aberta, proposto por Kinda (2011), ao analisar o comportamento da inflação do Chade. Também foi utilizado como referencial o trabalho de Martinez e Cerqueira (2013), que ao desagregar o IPCA, indicador oficial de inflação do Brasil, verificou determinados itens exercem maior pressão sobre o índice. Outro fator motivante à pesquisa foram os argumentos recorrentemente citados de que os preços de alimentos e bebidas exercem maior influência sobre a trajetória da inflação, por ser o grupo com maior participação na sua composição. Além disso, as intervenções nos preços administrados exercidas em 2015 também influenciaram no desenvolvimento do trabalho. Com isso, o primeiro ensaio busca responder à seguinte pergunta: seriam os preços de alimentos ou os administrados que exercem maior pressão sobre a inflação?

Os resultados apontaram que, para o período entre 2007 e 2017, os preços administrados foram responsáveis por 28% de um choque inesperado na inflação, enquanto os preços de alimentos corresponderam a 23%. Tais resultados são indícios de que, mesmo que o governo tente controlar os preços, para impedir que a volatilidade da inflação seja maior (no sentido de Engle, 1982), os resultados de sua intervenção podem ser exatamente o contrário do que o esperado. Ademais, a própria inflação registrou, também, uma participação de 23%, indicando a ambiguidade de um componente inercial em sua trajetória.

O segundo ensaio teve como objetivo apresentar evidências empíricas sobre a condução da política monetária no Brasil, por meio do regime de metas de inflação, entre 2003 e 2018. Seguindo teoricamente a Regra de Taylor, buscou-se verificar se a autoridade monetária esteve comprometida em manter a estabilidade do nível de preços da economia. Dados os problemas econométricos apresentados ao estimar o modelo tradicional, proposto

por Taylor (1993), também foi levado em consideração a função de reação do Banco Central utilizada por Pastore (2015).

A amostra do trabalho foi dividida por períodos de governo, mas sem assumir caráter normativo quanto às políticas econômicas adotadas. Os resultados indicaram que, entre 2003 e 2007, mediante um aumento do desvio da expectativa da inflação em relação à sua meta, o ajuste da taxa de juros não foi grande o suficiente para aumentar a taxa de juros real. O mesmo resultado foi encontrado para o período entre 2008 e 2010, indicando que, nesse período, a condução da política monetária não foi eficiente no sentido de combater a inflação. Já no período entre 2011 e 2018, os parâmetros estimados forneceram indícios de que os ajustes do instrumento de política monetária bastaram para aumentar a taxa de juros real. As funções de resposta a impulso reforçaram tal conclusão, ao demonstrar que, nesse último período, em média, a taxa de juros reagiu positivamente aos aumentos no desvio da inflação.

Por fim, o terceiro ensaio buscou apresentar estratégias de proteção contra as variações dos preços, para o setor de agronegócio, utilizando o mercado de contratos futuros. Os modelos de *hedge*, como são denominadas tais operações, foram estimados para as cinco *commodities* agrícolas negociadas na Brasil, Bolsa, Balcão – B³, bem como, para o mercado de açúcar. A justificativa para a incorporação do produto é a importância do setor sucroalcooleiro para a economia brasileira e, a liderança mundial do Brasil na produção internacional do produto. Foram considerados as metodologias de *hedge* estático e dinâmico, com a finalidade de verificar qual o número ótimo de contratos resultantes de cada um, comparando sua efetividade na redução do risco.

Foram utilizados dois modelos dinâmicos: de Correlação Condicional Dinâmica (DCC – *Dinamic Conditional Correlation*) e, o de volatilidade multivariada GARCH-BEKK. O modelo DCC foi o que forneceu maior cobertura de risco em quase todos os produtos, com exceção do mercado de Boi Gordo, no qual se destacou o modelo GARCH-BEKK. Em geral, os modelos de *hedge* dinâmico apresentaram efetividade superior na redução do risco, em relação ao modelo estático. Isso pode ser associado ao fato de que os modelos dinâmicos admitem que a volatilidade dos preços varie ao longo do tempo, bem como, permitem um processo de transmissão de informações entre os mercados à vista e futuro. Além disso, tais modelos proporcionam uma razão ótima variável, permitindo que o reposicionamento no mercado futuro diariamente.

2 PREÇOS DE ALIMENTOS E ADMINISTRADOS: UM ESTUDO SOBRE A DINÂMICA INFLACIONÁRIA BRASILEIRA

2.1 INTRODUÇÃO

A taxa de inflação é um importante agregado macroeconômico, o qual é responsável por indicar a variação dos preços dos produtos que compõem a cesta básica dos consumidores de uma determinada economia. Por definição, a taxa de inflação é correspondente aos índices de preços. Dado o objetivo de cada índice, estes podem ser construídos a partir das mais variadas cestas de bens e serviços, com diferentes periodicidades, considerando os preços mais relevantes para determinados grupos de consumidores (por exemplo, produtores, residentes de uma região específica). No Brasil, o Índice de Preço ao Consumidor Amplo é o principal indicador de inflação, tendo em vista que o mesmo foi escolhido pelo Conselho Monetário Nacional como referência do sistema de metas de inflação. O IPCA é um índice de preço do tipo Laspeyres, o qual considera uma cesta básica comum aos residentes de nove Regiões.

A inflação tem sido estudada sobretudo por meio de modelos e teorias que buscam explicar as suas causas e, em geral com foco monetarista. Entretanto, sua evolução se diferencia, principalmente, na proposição prática estabelecida. Enquanto, o monetarismo tipo I sugere o regime de metas monetárias, sendo exercido o controle sobre a oferta de moeda; o monetarismo tipo II está associado ao regime de metas, no qual a autoridade deve se comprometer em manter a inflação na meta pré-estabelecida.

No Brasil, após o agravamento do processo inflacionário, da década de 1980, bem como, dos inúmeros planos de estabilização, incluindo o Plano Real; o regime de metas de inflação foi adotado formalmente no dia 1º de julho de 1999. Por meio do Decreto Presidencial nº 3.088, de 21 de junho de 1999, o regime foi estabelecido como diretriz da política monetária, sendo a taxa básica de juros Selic utilizada como instrumento de política monetária. Com isso, o Banco Central do Brasil, exercendo seu papel de autoridade monetária brasileira, deve seguir as regras estabelecidas, de modo a manter a inflação controlada.

Todavia, outros fatores podem impactar diretamente a dinâmica do IPCA. O modelo macroeconômico da Curva de Phillips, por exemplo, associa o comportamento da inflação

ao desemprego. Além disso, pelo fato do índice ser um agregado de vários segmentos, alguns desses podem exercer maior influência sobre o comportamento do indicador. Martinez e Cerqueira (2013) analisam a dinâmica inflacionária a partir de uma desagregação do índice, cruzando os seus segmentos com os três grandes grupos nos quais o IPCA pode ser dividido: preços comercializáveis, preços não comercializáveis e, preços monitorados. Por meio de um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR), os autores concluem que alguns itens do grupo de preços administrados obtiveram uma maior participação na pressão exercida sobre a inflação para o período entre 2000 e 2005. Já os segmentos de alimento e bebidas e despesas pessoais destacaram-se no período entre 2006 e 2009.

Kinda (2011) realizou um estudo para o Fundo Monetário Internacional sobre os determinantes da inflação no Chade, país localizado no norte da África. A autora considerou um modelo IS-LM para uma economia pequena aberta, levando em consideração as variáveis: câmbio, renda real, preços externos, taxa de juros, oferta de moeda e, precipitações. O modelo SVAR (VAR estrutural) permitiu concluir que a inflação do país africano é sensível às precipitações, bem como, às taxas de câmbio e de juros.

Levando em consideração os resultados obtidos por Martinez e Cerqueira (2013), bem como, tomando como base a metodologia utilizada por Kinda (2011), o presente capítulo tem como objetivo mensurar a participação das principais variáveis econômicas relacionadas à inflação por meio de um modelo VAR, bem como, estimar qual o comportamento desta dado um aumento inesperado em tais variáveis. Tendo em vista as intervenções exercidas sobre os preços monitorados entre 2013 e 2015, as quais foram seguidas do descolamento da inflação da sua meta, bem como, da influência percebida por parte do grupo de alimentos e bebidas sobre a inflação, busca-se verificar qual o impacto desses dois segmentos sobre a dinâmica inflacionária para o período entre 2007 e 2017.

O capítulo está dividido em cinco seções. Após esta introdução, na segunda seção é sugerido o modelo teórico que embasa a pesquisa. Em seguida, na terceira seção, são apresentadas as estratégias empíricas para obtenção dos resultados. Estes últimos estão dispostos na quarta seção. Por fim, a quinta seção contém as principais conclusões alcançadas.

2.2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

No âmbito da teoria macroeconômica existem as mais diversas explicações para o comportamento da inflação, as mais sugeridas são as teorias monetaristas. Introduzida por Friedman (1987), a teoria monetarista do tipo I propõe que a inflação é um fenômeno puramente monetário, propondo, portanto, o regime de metas monetárias. Tal regime tem como fundamentação o controle dos agregados monetários para conter a inflação, embasando a condução da política monetária de diversos países até a década de 1970. Todavia, a crescente instabilidade da velocidade de circulação da moeda fez com que os bancos centrais abandonassem tal regime.

Nesse contexto surge o regime de metas de inflação, consistindo na proposição prática do monetarismo tipo II. Tal regime tem como fundamento o anúncio de uma meta para a inflação, de modo que a autoridade monetária estabeleça estratégia e instrumentos para alcançar a meta. No caso brasileiro, o instrumento utilizado pelo Banco Central é a taxa de juros Selic. Com isso, outro aspecto importante do modelo é a transparência na condução da política monetária, de forma que o anúncio das metas sirva como balizador das expectativas dos agentes, de forma que a inflação convirja para sua taxa natural (BERNANKE et. al., 1999). Entretanto, o anúncio das metas não é suficiente, tendo em vista a possibilidade de uma condução discricionária (traição das expectativas, descumprimento das metas), tornando a política monetária não crível, o que pode gerar um viés inflacionário. Diante disso, há a necessidade de um conjunto de regras para que haja eficiência no controle da inflação.

Além das variáveis relacionadas à política monetária, deve-se levar em consideração outros fatores da economia que influenciam o comportamento da inflação. Kinda (2011), ao investigar a dinâmica inflacionária no Chade (país localizado no norte da África), relaciona teorias monetárias e internacionais para determinação da inflação no país. Apesar da distância e da realidade distinta entre Brasil e Chade, ambos os países apresentam sensibilidade aos movimentos no mercado internacional. Ao considerar uma economia pequena aberta, a autora aplica uma estrutura do modelo IS-LM, em que o nível geral de preço é dado pelos preços comercializáveis (p_t^C) e não-comercializáveis (p_t^{NC}):

$$p_t = \delta p_t^C + (1 - \delta) p_t^{NC} \quad (2.1)$$

em que, $0 < \delta < 1$, representando a parcela de bens comercializáveis na cesta de consumo total. Assumindo a paridade do poder de compra (PPC), o preço dos bens negociáveis é determinado internacionalmente, logo, este é função dos preços externos (p_t^*) e da taxa de câmbio (e_t):

$$p_t^C = p_t^* + e_t \quad (2.2)$$

Assumindo que a demanda dos bens não-negociáveis segue uma demanda agregada na economia, seus preços são determinados pelo equilíbrio no mercado monetário:

$$m_t - p_t = m_t^d - p_t \quad (2.3)$$

onde $(m_t - p_t)$ é a oferta real de moeda e, $(m_t^d - p_t)$ é a demanda real por moeda. Nesse caso, m_t é dado como dinheiro em espécie e, p_t é representado pelo índice geral de preços (no caso do Brasil, ICPA). Representando a relação entre demanda agregada e demanda por bens não-comercializáveis por φ , os preços não-negociáveis podem ser expressos da seguinte forma:

$$p_t^{NC} = \varphi (m_t - m_t^d - p_t) \quad (2.4)$$

A demanda monetária real pode ser expressa como uma função da renda real ($y_t - p_t$), pela expectativa da inflação $E(\pi)$ e, pela taxa de juros r_t , a qual reflete o custo de oportunidade da substituição de ativos financeiros por dinheiro:

$$m_t^d - p_t = \alpha + \beta(y_t - p_t) + \rho r_t + \mu E(\pi) \quad (2.5)$$

Substituindo a equação 2.5 na equação 2.4, tem-se que:

$$p_t^{NC} = \varphi [m_t - (\alpha + \beta(y_t - p_t) + \rho r_t + \mu E(\pi))] \quad (2.6)$$

A priori, espera-se que o parâmetro β seja positivo, tendo em vista que um aumento da renda real causa um aumento da demanda por moeda para transações. Além disso, é

esperado que ρ seja negativo, de forma que um maior retorno no mercado financeiro torne o dinheiro em espécie menos atrativo. Substituindo, então, a equação 2.6 e a equação 2.2 na equação 2.1, é obtida uma equação na forma reduzida para a estimação:

$$p_t = f(e_t, p_t^*, y_t - p_t, r_t, E(\pi)) \quad (2.7)$$

Segundo Kinda (2011), é esperado que uma depreciação da taxa de câmbio aumente os preços internos por meio dos preços da importação. Isto se deve ao fato de que, maiores preços nos parceiros comerciais internacionais, refletem maiores preços internamente. Além disso, maiores taxas de retornos estão associadas a uma participação monetária menor, incorrendo em menores taxas de inflação. Já as expectativas dos agentes impactam a inflação presente, quando estes antecipam o comportamento dos preços, de forma a evitar perdas futuras.

Dada a divisão do Banco Central para o IPCA, bem como, os seus segmentos, Martinez e Cerqueira (2011) apresentam o Índice de Pressão sobre a Meta de Inflação, o qual busca medir a contribuição de cada grupo e segmento sobre o comportamento da inflação. Os autores concluem que, de 2000 a 2005, os grupos de preços monitorados de transporte, habitação e comunicação corresponderam a boa parte da pressão inflacionária acima da meta. De 2006 a 2009, os grupos de alimentos e bebidas, e de despesas pessoais não comercializáveis foram os responsáveis por tal pressão. Com isso, para a economia brasileira, a equação a ser estimada pode ser expressa da seguinte forma:

$$p_t = f(e_t, p_t^*, y_t - p_t, r_t, E(\pi), p_t^A, c_t, p_t^M) \quad (2.8)$$

em que, p_t^A representa os preços de alimentos, c_t , commodities e, p_t^M são os preços monitorados.

2.3 METODOLOGIA

Para analisar a dinâmica inflacionária brasileira, o trabalho será desenvolvido utilizando os dados mensais, para o período entre janeiro de 2007 e novembro de 2017, das seguintes variáveis: Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Expectativas de Inflação (coletadas pelo Banco Central), Taxa de Câmbio – Venda, Produto Interno Bruto (PIB), Taxa de Juros Selic, Preço das Commodities Agrícolas, IPCA – Alimentos e, IPCA-Preços Administrados; totalizando 1.048 observações. As séries foram coletadas por meio da base de dados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

O comportamento futuro das variáveis pode ser obtido a partir do seu comportamento passado, por meio de modelos autoregressivos. Nesse sentido, a metodologia Box-Jenkins propõe a identificação de um modelo que leva em consideração a trajetória passada da variável, bem como, de fatores aleatórios que influem no seu comportamento. Entretanto, tal metodologia é criticada por não levar em consideração as interrelações entre as variáveis.

O modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) foi proposto por Sims (1980) como uma solução para o problema de identificação dos sistemas de equações dos modelos estruturais macroeconômicos. De acordo com o autor, tais modelos se resumem a uma ou poucas equações, apresentando uma série de restrições em sua estimação. Com isso, a metodologia VAR permite que todas as variáveis sejam endógenas ao modelo, de modo que sejam tratadas de forma simultânea e simetricamente. Além disso, a análise das inter-relações deixa de ser efetuada por meio do efeito marginal e elasticidades, e passam a ser analisadas por meio de choques (inovações). Segundo Enders (2015), um modelo VAR de primeira ordem pode ser descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} Y_t &= b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ Z_t &= b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Z_{t-1} + \gamma_{22}Y_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned}$$

Onde ε_{it} são distúrbios ruído branco. Conforme o autor, como a estrutura do sistema permite incorporar os efeitos contemporâneos de z_t sobre y_t , e vice-versa, ele não pode ser estimado pelo método de MQO, dado o viés de equações simultâneas decorrente da correlação entre os regressores e os termos de erro. Logo, se faz necessário transformar o sistema em um vetor auto-regressivo matricial.

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix} \quad (2.9)$$

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Sendo B a matriz dos parâmetros das variáveis no tempo t , Γ_0 o vetor dos interceptos, Γ_1 a matriz dos parâmetros das variáveis do modelo no tempo $t-1$ e, ε_t um vetor de termos de erros do tipo *white noise*. Pré-multiplicando por B^{-1} , obtém-se o modelo VAR em sua forma padrão:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (2.11)$$

Em que, $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Para trabalhar com a metodologia de vetores auto-regressivos, Enders (2015) afirma que o sistema deve atender as propriedades da estabilidade e da invertibilidade. Com isso, as funções de resposta a impulso obtidas a partir do modelo VAR poderão ser representadas pelo Vetor de Médias Móveis (VMA) dos termos de erro, garantindo que a memória auto-regressiva das variáveis seja guardada pelo menor número de parâmetros (modelo parcimonioso). De acordo com o autor, o VMA pode ser descrito da seguinte forma:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-1}$$

em que, ϕ é a função de resposta a impulsos nos ε_{it} das variáveis do modelo. Segundo Enders (2015), na prática, as funções de impulso-resposta permitem a visualização gráfica da trajetória das variáveis do sistema após um choque no termo de erro de uma das equações. Também será utilizado nesse trabalho a decomposição da variância do erro de previsão, a qual indicará qual a proporção dos movimentos de uma variável devido aos seus choques próprios versus choques de outras variáveis (ENDERS, 2015).

A identificação do modelo VAR a ser estimado é feita a partir do número de defasagens ótimas, sendo utilizado o Critério de Informação de Akaike (AIC), bem como, o critério de Schwarz Bayesian (SBC) para determinar a ordem das defasagens, especificados a nas equações 12 e 13.

$$AIC = T.log. |\Sigma| + 2.N \quad (2.12)$$

$$SBC = T.log. |\Sigma| + N.log(T) \quad (2.13)$$

Ao trabalhar com séries temporais, segundo Gujarati e Porter (2011), pressupõe-se que estas sejam estacionárias. Um processo estocástico é considerado estacionário quando sua média e variância forem constantes ao longo do tempo, bem como, a covariância entre dois períodos seja igual à distância entre eles, de forma que a série temporal convirja para a sua média, flutuando em torno desta em uma amplitude constante. A não-estacionariedade da série acarreta na impossibilidade de serem efetuadas previsões a partir dos resultados estimados, sendo exemplificada pelo modelo de passeio aleatório, o qual é caracterizado pela memória infinita, ou seja, dado um choque no sistema, este persistirá, não se extinguindo seu efeito. Logo, o termo de erro do sistema deve ser ruído branco, não sendo constatada a autocorrelação serial. A fim de testar a estacionariedade da série, será utilizado o teste de Dickey-Fuller (1981), o qual tem como ponto de partida o teste de raiz unitária:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \mu_t \quad (2.14)$$

com $0 < \rho < 1$, e μ_t sendo um termo de erro ruído branco. É testado se $\rho = 1$, ou seja, se há presença de raiz unitária (série não estacionária). Extraíndo Y_{t-1} de ambos os lados, obtêm-se a primeira diferença. A equação acima pode ser reescrita da seguinte maneira:

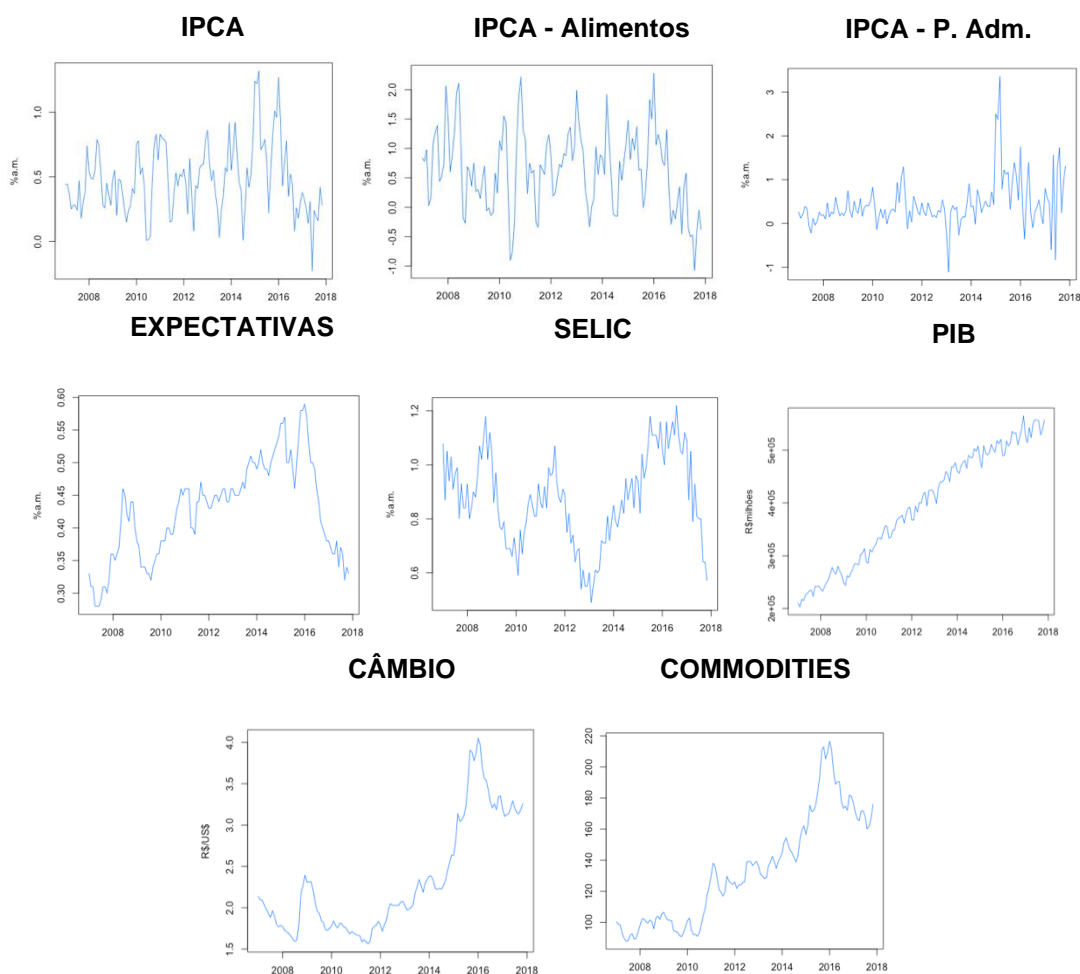
$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \mu_t \quad (2.15)$$

Segundo Maia e Lima (2001), as séries devem ser diferenciadas "d" vezes até se tornarem estacionárias. A estimação será realizada com as variáveis tanto em nível, quanto em primeira diferença, a fim de verificar a presença de raiz unitária e comparar os resultados obtidos a partir de cada uma delas. Por fim, será verificado se os resíduos atendem aos critérios de normalidade e de não autocorrelação, por meio dos testes de Jarque-Bera (1987) e, o teste ARCH de Engle (1982), respectivamente.

2.4 RESULTADOS

Ao analisar a trajetória das variáveis, percebe-se um comportamento semelhante do IPCA em relação ao seu segmento de Alimentos, o que caracteriza uma forte relação entre as séries. Além disso, é perceptível uma maior volatilidade nos preços administrados a partir de meados de 2015, período correspondente às intervenções nos produtos desse segmento. Ademais, com exceção do PIB, as expectativas, o câmbio e o preço das commodities sofreram reversão em suas tendências nos últimos períodos¹.

FIGURA 2-1 – Trajetória das Variáveis (2007-2017)



Fonte: Elaboração própria.

¹ Estatística Descritiva na tabela A11 no apêndice A.

Tais rupturas foram captadas pelo teste de raiz unitária, o qual indicou que a maioria das séries em nível são não-estacionárias. Tendo em vista a necessidade de estacionariedade das séries para a estimação do modelo VAR. Como a estimação do modelo VAR exige que as séries sejam estacionárias, foi aplicada a primeira diferença nas séries, para as quais o teste ADF rejeitou a hipótese-nula de presença de raiz unitária. Os resultados dos testes de estacionariedade encontram-se na Tabela 2-1.

TABELA 2-1 - Teste de Estacionariedade (ADF)

	ADF (em nível)		ADF (em 1ª diferença)	
	Estatística	p valor	Estatística	p valor
IPCA	-4,5515	0,0000	-9,5516	0,0000
IPCA Alim.	-5,3197	0,0122	-6,9708	0,0000
IPCA P.Adm.	-5,4202	0,0917	-9,9997	0,0000
Expectativas	-1,4823	0,1410	-7,6147	0,0000
Selic	-1,6631	0,0990	-4,9334	0,0000
PIB	-0,1004	0,9202	-8,6667	0,0000
Câmbio	-2,2381	0,0271	-6,9777	0,0000
Commodities	-2,9141	0,0043	-7,4699	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

A escolha da defasagem ótima para o modelo foi escolhida por meio dos critérios de informação AIC e SBC. Considerando o número de observações, bem como, o número de parâmetros a serem estimados, os resultados dispostos na Tabela 2-2 indicam que o modelo a ser estimado deve ser um VAR(1), para que graus de liberdade não sejam perdidos.

TABELA 2-2 - Critérios de Seleção de Defasagens

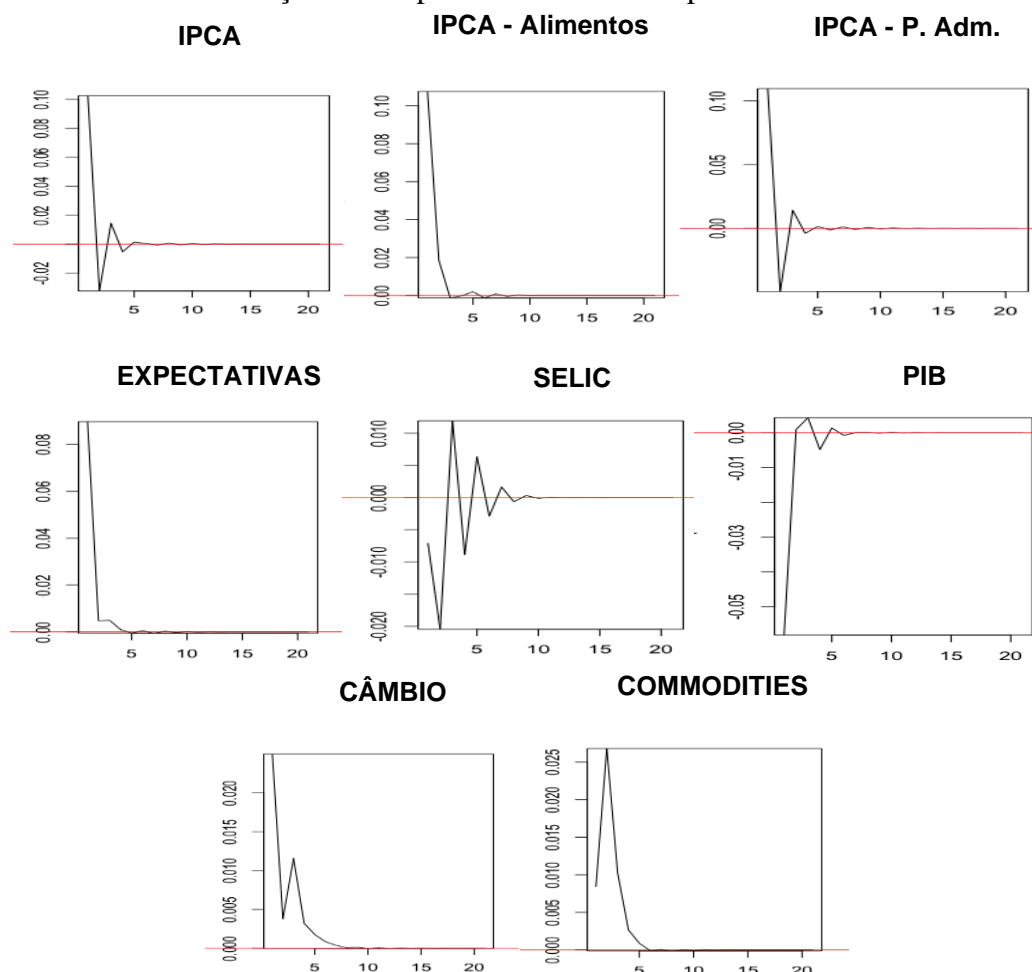
<i>Lags</i>	<i>AIC</i>	<i>HQ</i>	<i>SIC</i>
1	-29,3013	-28,6429	-27,6806
2	-29,3332	-28,0894	-26,2718
3	-29,4524	-27,6234	-24,9504
4	-29,2576	-26,8433	-23,3149

Fonte: Elaboração própria.

O teste de Jarque-Bera aplicado aos resíduos da estimação indicou a não normalidade dos resíduos. Entretanto, eles são não-autocorrelacionados e homoscedásticos até a quarta defasagem. Apesar de não atender a todos os critérios de estabilidade, o modelo foi estimado, tendo em vista que o objetivo é a previsão quanto à trajetória das variáveis mediante aos

choques, não a inferência estatística em relação aos parâmetros. Desse modo, os resultados das Funções de Impulso a Resposta encontram-se na Figura 2-2.

FIGURA 2-2 - Função de Resposta do IPCA ao Impulso nas Variáveis



Fonte: Elaboração própria.

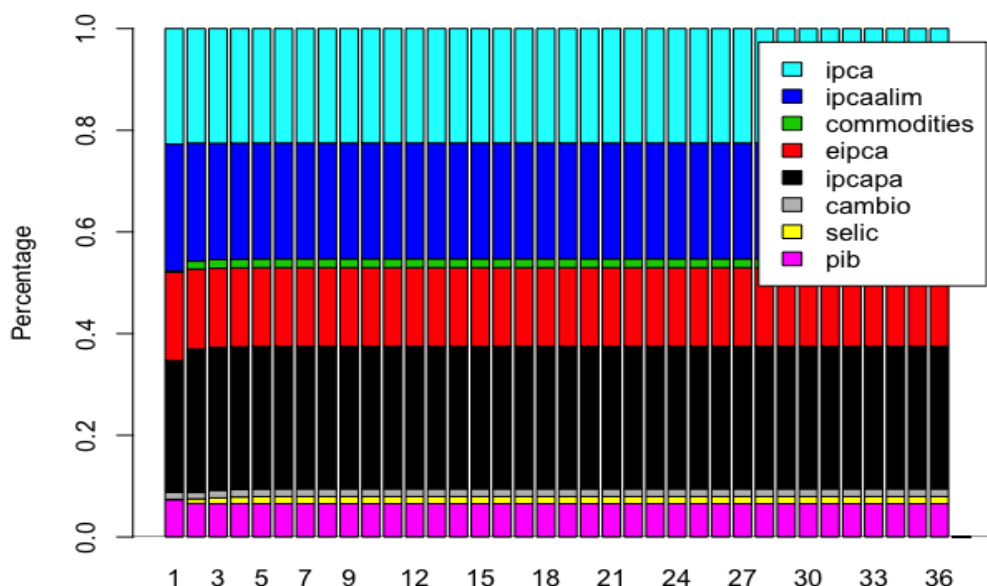
Pelo fato de serem utilizadas as séries em primeira diferença, os resultados correspondem às diferenças a serem somadas (subtraídas) à inflação mediante um choque nas variáveis. Destaca-se que a inflação é impactada negativamente perante um choque no desvio-padrão do preço dos alimentos, ocorrendo uma alta somente no segundo período. Seus efeitos permanecem por cerca de 10 meses. Para choques nos preços administrados há uma queda dos preços, ocorrendo oscilações até o sexto mês, havendo uma rápida dissipação dos respectivos efeitos. Da mesma forma, há um impacto negativo das expectativas no comportamento da inflação. Tais resultados são contrários ao esperado pelo presente trabalho, sendo esperado um impacto direto sobre a inflação.

Quanto ao PIB, um choque no seu desvio-padrão causa um aumento da inflação. Isto se deve ao fato de que um aumento da renda corresponde a um aumento da demanda por moeda para transações. Levando em consideração que a inflação é um fenômeno monetário, logo, esta seria a explicação para tal aumento. Outro aspecto a ser destacado é o comportamento da inflação a um impulso no desvio-padrão da Selic. O IPCA reage negativamente nos primeiros períodos, incorrendo em oscilações até o décimo mês, quando, por fim, os efeitos do choque são dissipados.

Em relação ao aumento inesperado do preço das commodities, constatou-se que este terá como consequência uma inflação maior, conforme o previsto pela teoria. Entretanto, para a taxa de câmbio os resultados apontaram que uma desvalorização do real frente ao dólar tenha como consequência uma queda da inflação. Tal comportamento é contrário ao proposto pela teoria.

Para analisar de forma mais específica as relações apresentadas anteriormente, optou-se por apresentar o efeito contínuo das variáveis por meio da decomposição da variância. Sua intuição está relacionada à participação de cada variável do sistema em um choque no desvio-padrão do IPCA.

FIGURA 2-3 - Decomposição da Variância do IPCA (Horizonte de 36 meses posteriores)



Fonte: Elaboração própria.

Por meio da Figura 2-3, é possível observar que um aumento inesperado da inflação tem uma maior contribuição do próprio IPCA, bem como, das variações dos preços de

alimento e administrados. A Tabela A12 (no apêndice) mostra que o segmento de Preços Administrados do IPCA tem a maior participação em um choque sobre o desvio-padrão do erro da inflação, correspondendo, inicialmente, a 26%, estabilizando em 28% a partir do quinto mês. O segmento de Alimentos e Bebidas da inflação tem é a segunda maior responsável pelo choque no IPCA, com 25% de participação no primeiro período. Entretanto, esta perde participação, estabilizando em 22,78%. O próprio IPCA tem uma taxa de 22% de participação sobre o seu comportamento, a qual é constante ao longo dos períodos, o que evidencia uma ambiguidade sobre a inércia inflacionária no período em questão.

Depois dessas variáveis, as expectativas são as mais influentes sobre o comportamento da inflação, correspondendo a 17% da explicação de um choque na inflação. O percentual do erro que corresponde à variação do PIB, Selic, Câmbio e Commodities indicam uma baixa participação na explicação do comportamento do IPCA mediante um choque.

2.5 CONCLUSÃO

Os estudos relacionados à inflação têm buscado compreender a sua dinâmica, bem como, os seus principais determinantes. Diante disso, o objetivo deste trabalho foi estimar a participação das variáveis relacionadas à inflação por meio de um modelo dinâmico para o período entre 2007 e 2017. Buscou-se identificar quais os principais determinantes da dinâmica inflacionária brasileira, bem como, quais os seus impactos sobre o comportamento da inflação. Além disso, verificou-se qual a participação do segmento de alimentos e bebidas e do grupo de preços administrados em um aumento inesperado do IPCA.

As funções de impulso-resposta obtidas pelo modelo indicaram que, conforme esperado pela teoria, um choque na taxa de juros cause um impacto negativo, o qual tem um efeito de curto prazo, levando dez meses para se dissipar. O aumento inesperado no segmento de alimentos e bebidas do IPCA, bem como, no grupo de preços monitorados, refletiu uma queda na inflação, durando menos de cinco meses. Em relação ao PIB, os resultados indicaram que o seu aumento inesperado acarreta uma inflação maior, corroborando a hipótese de que um aumento da renda gera uma maior demanda por moeda para transações, gerando um processo inflacionário. O modelo captou que os preços das commodities influenciam positivamente o IPCA nos quatro primeiros meses após o choque. Enquanto isso, para o câmbio, o modelo indicou que um aumento inesperado nessa variável afeta negativamente a inflação, não estando em conformidade com o proposto pela teoria.

A participação de cada variável em um aumento inesperado no IPCA foi verificada por meio da decomposição da variância, a qual evidenciou que as três variáveis com maior participação foram o grupo de preços monitorados do IPCA, o segmento de alimentos e bebidas, e, o próprio IPCA (23%), seguido das expectativas dos agentes para a inflação (17%). O grupo preços administrados obteve uma participação de 28%, enquanto o segmento de alimentos e bebidas corresponderam a cerca de 23% da explicação de um aumento inesperado na inflação. As demais variáveis obtiveram pequena participação.

A conclusão obtida a partir de tais resultados diz respeito aos efeitos da intervenção governamental na formação de preços, a qual é refletida no comportamento da inflação, o qual muitas vezes é relacionado ao segmento de alimentos e bebidas. Este, por sua vez, também apresenta uma grande participação. Entretanto, o segmento compõe o grupo de preços livres, sendo suas variações relacionadas às alterações na oferta e demanda dos itens que o compõem.

A exploração de métodos de estimação mais robustos e consistentes são necessários para precisar ainda mais os resultados. Além disso, uma maior desagregação do índice pode captar melhor a participação de cada componente sobre a inflação, de modo a verificar especificamente quais foram os subgrupos que causaram maior impacto sobre a sua dinâmica.

3 TESTE ECONOMETRICO DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO PARA O BRASIL: 2003-2017

3.1 INTRODUÇÃO

Em fins dos anos 1980 e início de 1990, a economia brasileira registrou um notável processo inflacionário, atingindo o patamar de uma hiperinflação, em que o IPCA acumulado chegou ao patamar de 5.689,92%, entre 1990 e 1993 (FRANCO, 2010). As principais causas associadas a este fenômeno foram os choques do petróleo em 1973 e 1979, bem como, pressões da demanda agregada e a inércia inflacionária, decorrente da indexação dos preços. Segundo Franco (2010), nesse período, não foi registrado crescimento econômico da economia, evidenciando a importância da estabilidade monetária na condução de política econômica.

Vários planos de estabilização foram implementados na tentativa de controlar a inflação. Entretanto, seus efeitos foram temporários, não obtendo sucesso no longo prazo. Nesse contexto, a autoridade monetária havia perdido sua credibilidade perante os agentes econômicos. O controle de preços foi retomado pela política monetária somente com o Plano Real, em 1994 e, com o Regime de Metas de Inflação, em 1999². Suas medidas podem ser resumidas no tripé macroeconômico: superávit primário, câmbio flutuante e, por fim, metas de inflação (PASTORE, 2015).

O Regime de Metas de Inflação exige que a autoridade monetária se oriente pela decisão anteriormente estabelecida para a trajetória de inflação, decidida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Para cumprir a sua meta, o Banco Central utiliza a taxa de juros como instrumento de política monetária. O argumento convincente é de aumento da transparência da autoridade monetária perante os agentes econômicos, de forma que o público entenda o funcionamento da política econômica (BOGDANSKI et al., 2000). Portanto, o mecanismo permite minimizar a incerteza quanto aos preços futuros, facilitando a tomada de decisão em investimentos e organizando a formação das expectativas. Entretanto, isto só será verificado caso a meta seja crível, dependendo da credibilidade do Banco Central. Nesse sentido, o anúncio prévio da meta inflacionária é uma das condições para que a condução da política monetária seja eficiente no controle dos preços.

² Ver Figura A7 no Apêndice A.

O amparo teórico do regime de metas está ancorado em John Brian Taylor (1993), que sugere uma regra de condução da política monetária, a qual recebeu o seu nome como denominação. A chamada Regra de Taylor é utilizada como ferramenta para determinação da taxa de juros nominal, de modo que o controle da inflação seja efetuado, sem desestabilizar a atividade econômica. O principal pressuposto de seu modelo é de que a taxa de juros afeta a inflação por meio de canais de transmissão.

Neste sentido, o principal objetivo deste capítulo é identificar se a autoridade monetária brasileira esteve comprometida com a condução da política monetária no período entre 2003 e 2018. Especificamente, busca-se estimar a função de reação do Banco Central nos diferentes períodos de gestão de política econômica, bem como, verificar, por meio de um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR), os choques nas variáveis previstas na regra. Vale ressaltar que o trabalho não assume caráter normativo, de modo que o registro dos fatos permita monitorar a opção de condução das políticas.

Este capítulo está dividido em cinco seções, contando com a presente introdução. A segunda seção apresenta a fundamentação teórica, demonstrando a derivação da Regra de Taylor, partindo da Teoria Quantitativa da Moeda. A terceira seção expõe a metodologia utilizada, tanto para estimação dos modelos, como para obtenção do hiato do produto. Os resultados obtidos serão expostos na quarta seção. Por fim, na quinta seção serão apresentadas as principais conclusões.

3.2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Milton Friedman (1971), em seu artigo "*A Theoretical Framework for Monetary Analysis*", afirma que todo estudo empírico se baseia em um marco teórico, em um conjunto de hipóteses de caráter provisório que a demonstração deverá provar ou esclarecer³. Para o autor, o marco teórico da teoria monetarista é a Teoria Quantitativa da Moeda (TQM). Apresentada por Fisher (1922), a TQM pode ser representada pela seguinte equação de trocas:

$$MV = PY \quad (3.1)$$

Em que: M representa o estoque nominal de moeda; V é a velocidade de circulação da moeda; P, o nível geral de preços; e, Y, o PIB real.

Por meio da equação de trocas, admitindo que a velocidade de circulação da moeda é constante, bem como, que o produto real se encontra em seu nível de pleno emprego, Fisher sugere que o nível de preços varia diretamente com a quantidade de moeda em circulação. Com isso, de acordo com um dos postulados da TQM, há uma equiproporcionalidade entre o nível de preços e a oferta monetária, ou seja, se houver um aumento desta última em dada proporção, o nível de preços deverá aumentar nessa mesma proporção. Neste sentido, outro postulado da TQM admite uma causalidade da moeda para preços. Isto se dá devido ao fato da função da moeda ser apenas para a utilização como meio de troca, fazendo com que sua demanda seja somente para transação e precaução. Diante disso, dado um aumento da oferta monetária, mantendo sua velocidade e o produto real constantes, a única variável de ajuste, seria necessariamente o nível de preços. Vale ressaltar, também, outro postulado importante da teoria: a neutralidade da moeda no longo prazo, isto é, a oferta monetária não tem capacidade de alterar permanentemente o produto real, nem o nível de emprego, tendo em vista que as variáveis reais são afetadas somente pelos fatores de produção da economia.

Partindo da TQM, Friedman afirma que a inflação é um fenômeno puramente monetário, sugerindo uma nova versão para a equação de trocas de Fisher:

$$p = m + v - y \quad (3.2)$$

³ *Every empirical study rests on a theoretical framework, on a set of tentative hypotheses that the evidence is designed to test or to adumbrate* – Friedman (1971).

Onde, isolando o nível de preços, aplicando o logaritmo e, derivando em relação ao tempo, são obtidas as taxas de crescimento das variáveis.

Os monetaristas propõem que um aumento na taxa de crescimento da oferta de moeda *coeteris paribus* ocasionará um aumento da taxa de crescimento do nível de preços. Eles admitem que a velocidade de circulação da moeda é constante, admitindo que a demanda por moeda é estável, bem como, que a taxa de crescimento do produto é constante, por tratar-se de uma economia em pleno emprego. Para explicar a taxa constante de crescimento do produto, os monetaristas incluem a taxa natural de desemprego em sua teoria, bem como, as expectativas racionais, propondo uma Curva de Phillips de Longo Prazo Vertical. Além disso, a estabilidade da demanda por moeda é assumida tomando como base duas hipóteses: a) a demanda por moeda é inelástica às variáveis que a determinam, de modo que variações nestas variáveis causariam variações ínfimas na velocidade-renda da moeda, permitindo que se preveja de maneira satisfatória a relação entre moeda e preços; e, b) as variáveis que determinam a demanda por moeda são fixas ou determinadas fora da política monetária.

Diante disso, a proposição prática da teoria monetarista foi o regime de metas monetárias, em que, assumindo uma taxa constante de crescimento do estoque monetário, a autoridade monetária controlaria o nível de preços por meio da oferta de moeda, sendo adotado por diversos países. Entretanto, entre as décadas de 1980 e 1990, os países que haviam adotado o regime de metas monetárias registravam altas taxas de inflação. Verificou-se que havia uma instabilidade na demanda por moeda, levando os economistas da época a repensarem a estratégia da condução da política monetária.

As metas monetárias foram substituídas, portanto, pelo regime de metas de inflação. Nesse contexto, Taylor (1993) sugere uma regra de condução de política monetária, com base na TQM, todavia, tendo como enfoque a determinação da taxa de juros. Sua proposição também tem como base a forte correlação verificada entre a velocidade de circulação da moeda e a taxa de juros nominal, de modo que uma elevação da taxa de juros faz com que os agentes demandem menos ativos líquidos, aumentando, portanto, a velocidade de circulação da moeda.

Taylor (1993) afirma que sua regra de política monetária é bastante diferente da TQM, entretanto, está intimamente ligada à equação quantitativa. Logo, sua regra pode ser

facilmente derivada da equação de trocas⁴. Com isso, assumindo um crescimento constante da oferta de moeda, bem como, que a velocidade de circulação da moeda depende da taxa de juros nominal, V pode ser substituído por i na equação quantitativa. Isolando a taxa de juros, tem-se que:

$$i = \pi^* + gy + h(\pi - \pi^*) + r^* \quad (3.3)$$

Sendo i a taxa de juros de curto prazo; π é a taxa de inflação; π^* é a meta da taxa de inflação; y é a porcentagem do desvio do produto real da sua tendência estocástica (hiato do produto); e, r^* é a taxa de juros real de equilíbrio. É possível observar por meio da equação que a taxa de juros está em função do nível de preços, especificamente, do desvio da inflação em relação à sua meta; bem como, do produto real.

A Regra de Taylor ficou conhecida como Função de Reação do Banco Central, em que os termos g e $(1+h)$ são os coeficientes de resposta da autoridade monetária à variações no desvio da inflação e no hiato do produto. Seus valores dependerão do regime de política monetária adotado, entretanto, existe uma alta probabilidade de eles serem positivos. Além disso, o termo $(1+h)$ não deve ser negativo, caso contrário, a inflação será muito volátil. Com base na economia norte-americana, o autor sugere que $\pi^* = 2$, $r^* = 2$, $g = 0,5$ e, $h = 0,5$.

Desta forma, a equação de Taylor funciona como um guia normativo da condução da política monetária. Tendo em vista que a taxa de juros afeta a inflação por meio de vários canais de transmissão, o princípio de Taylor sugere que a determinação da taxa de juros seja pautada, principalmente, pelo desvio da inflação em relação à sua meta, entretanto, sem deixar de lado os fatores conjunturais da economia.

⁴"The policy rule is, of course, quite different from the quantity equation of money, but it is closely connected to the quantity equation. In fact, it can be easily derived from the quantity equation" – Taylor (1998).

3.3 METODOLOGIA

A metodologia deste capítulo consiste em duas etapas. A primeira é a estimação da Regra de Taylor por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários, analisando a condução da política monetária brasileira por meio do efeito marginal e elasticidade. A segunda é verificar como a autoridade monetária responde (via taxa de juros nominal) aos choques nas variáveis previstas no modelo, por meio do Modelo de Vetores Autoregressivos.

Os dados utilizados como *proxies* para as variáveis teóricas são de frequência mensal, e foram coletados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, bem como, da base Ipeadata do Ipea. As séries utilizadas são: a Média das Expectativas de Inflação divulgada pelo Boletim Focus (%a.a.), Meta do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (%a.a.), Taxa Selic Over (%a.a.), e Produto Interno Bruto Acumulado nos últimos 12 meses (R\$ milhões). A amostra compreende o período entre janeiro de 2003 e dezembro de 2017.

3.3.1 FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT

Por definição, conforme Morettin e Tolo (2006), as séries temporais são compostas por um componente de tendência, um componente sazonal, bem como, um componente cíclico; os quais apresentam frequências distintas dentro da série. Vale ressaltar que a variância de uma série está distribuída de forma diferenciada entre as frequências. Com isso, filtros lineares são aplicados com o intuito de eliminar os componentes não desejáveis da série, mantendo aquele que apresenta a frequência de interesse.

Tecnicamente, o hiato do produto pode ser representado como o ciclo da série do PIB, correspondendo aos seus movimentos de curto prazo, sendo, portanto, as flutuações que apresentam média frequência e de caráter conjuntural. Para sua obtenção, foi utilizada a metodologia de Hodrick-Prescott (1997), a qual admite que uma dada série de tempo y_t é a soma de um componente de tendência g_t e um componente cíclico c_t :

$$y_t = g_t + c_t \quad \text{para } t = 1, \dots, T \quad (3.4)$$

De acordo com os autores, g_t é a soma dos quadrados de sua segunda diferença, sendo, portanto, uma medida de suavização. O componente c_t são os desvios de g_t , os quais, no longo prazo, tendem a apresentar média próxima de zero. Logo, o filtro consiste no seguinte problema:

$$\text{Min}_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

onde, $c_t = y_t - g_t$. O parâmetro λ é um número positivo, que penaliza as variações da tendência da série. Com isso, a função do filtro é a remoção dos componentes de baixa frequência, os quais representam a tendência e são considerados como estocásticos.

3.3.2 MÉTODO DE MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

A estimação dos parâmetros da função reação do banco central será efetuada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. Segundo Gujarati (2011), esse modelo admite uma relação linear entre k variáveis, de modo que possa ser descrita da seguinte forma:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \cdots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (3.5)$$

Onde, Y_i é a variável dependente, X_i são as variáveis explicativas, β_0 é o coeficiente linear, β_k são os coeficientes da regressão, com $i=1,2,\dots,n$ e $k=1,2,\dots,K$, e ε_i o componente estocástico da equação, denominado termo de erro. A equação (3.5) é uma expressão abreviada de n equações simultâneas, as quais, segundo Maia (2018), podem ser escritas na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & X_{13} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & X_{23} & \cdots & X_{2k} \\ 1 & X_{31} & X_{32} & X_{33} & \cdots & X_{3k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & X_{n3} & \cdots & X_{nk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (3.6)$$

sendo Y a matriz $n \times 1$ da variável dependente; X , a matriz $n \times k+1$ das variáveis independentes; β , a matriz $k+1 \times 1$ dos parâmetros a serem estimados, e ε a matriz $n \times 1$ dos termos de erro.

O processo de estimação da matriz β consiste em minimizar a soma do quadrado dos resíduos, de modo a obter uma reta de regressão que melhor se ajuste aos dados observados. Matricialmente, tem-se que:

$$\min \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} = (Y - X\beta)'(Y - X\beta) = Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \quad (3.7)$$

Para que o somatório em questão seja a menor possível, a condição de primeira ordem deve ser atendida, a qual consiste em diferenciar a expressão descrita na equação (3.7). Logo, o seguinte resultado é obtido:

$$\frac{\delta \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}}{\delta \hat{\beta}} = -2X'Y + 2X'X\hat{\beta} = 0 \quad (3.8)$$

Rearranjando (3.9), é obtida a equação fundamental do método de MQO em sua forma matricial:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (3.9)$$

Para que o modelo seja considerado robusto, algumas hipóteses devem ser admitidas e verificadas. Quanto ao termo de erro, este deve possuir variância constante, não autocorrelação – $E(\hat{\varepsilon}\hat{\varepsilon}') = \sigma^2 I$ – e ser normalmente distribuído – $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$. Quanto aos regressores, estes devem ser não estocásticos e apresentarem ausência de colinearidade entre eles, de modo a garantir que os efeitos de cada variável explicativa sejam isolados.

A estratégia empírica consiste em estimar o modelo proposto por Taylor (1993), tendo como base a seguinte equação de estimação:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_t^* + \beta_2 (\pi^E - \pi^M) + \beta_3 h_t + \epsilon_t \quad (3.10)$$

Onde, i a taxa de juros Selic; π^E é a expectativa de inflação; π^M é a meta da taxa de inflação; h é hiato do produto; e, i^* é a taxa de juros real. A expectativa é de que os parâmetros sejam

positivos, com $\beta_2 \cong 1,5$ e $\beta_3 \cong 0,5$ para que seja verificada uma condição de política monetária eficiente.

Além disso, será estimada a versão da função de reação do banco central proposta por Pastore (2015):

$$i_t = c_0 + c_1(\pi^E - \pi^M) + c_2 h_t + c_3 i_{t-1} + c_4 i_{t-2} + \mu_t \quad (3.11)$$

Em que é excluída a taxa de juros real, e são inseridas duas defasagens da taxa de juros nominal, de modo a captar o gradualismo nas mudanças efetuadas pela autoridade monetária. Além disso, as variáveis serão transformadas em logaritmo. De acordo com o autor, mediante um aumento de 1 p.p no desvio das expectativas em relação à meta de inflação, o produto $c_1/(1 - c_2 - c_3)$ deve ser maior que 1, indicando um ajuste do instrumento de política monetária que seja suficiente para aumentar a taxa de juros real.

Após as estimações, serão efetuados os testes de ARCH e de Jarque-Bera sobre os resíduos para verificar se as hipóteses estão sendo atendidas. Em relação à significância estatística dos parâmetros, a aferição se dará por meio da estatística t-Student. Quanto ao grau de ajuste do modelo estimado aos dados, será utilizado o coeficiente de ajustamento global, R^2 .

3.3.3 MODELO DE VETORES AUTOREGRESSIVOS

Os parâmetros estimados pelo método de MQO permitem uma análise do modelo por meio da elasticidade e efeito marginal. Entretanto, na prática, as variáveis guardam uma inter-relação, que dá origem ao viés de equações simultâneas, violando algumas hipóteses do método. Sims (1980) propõe o modelo de Vetores Autoregressivos como uma solução para o problema de identificação dos sistemas de equações dos modelos estruturais macroeconômicos. Com isso, a metodologia VAR permite que todas as variáveis sejam endógenas ao modelo, de modo que sejam tratadas de forma simultânea e simetricamente. Além disso, a análise das inter-relações deixa de ser efetuada por meio do efeito marginal e elasticidades, e passam a ser analisadas por meio de choques (inovações). Segundo Enders (2015), um modelo VAR de primeira ordem pode ser descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} Y_t &= b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ Z_t &= b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Z_{t-1} + \gamma_{22}Y_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned}$$

Onde ε_{it} são distúrbios ruído branco. Conforme o autor, como a estrutura do sistema permite incorporar os efeitos contemporâneos de z_t sobre y_t , e vice-versa, ele não pode ser estimado pelo método de MQO, dado o viés de equações simultâneas decorrente da correlação entre os regressores e os termos de erro. Logo, se faz necessário transformar o sistema em um vetor auto-regressivo matricial.

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix} \quad (3.12)$$

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Sendo B a matriz dos parâmetros das variáveis no tempo t , Γ_0 o vetor dos interceptos, Γ_1 a matriz dos parâmetros das variáveis do modelo no tempo $t-1$ e, ε_t um vetor de termos de erros do tipo *white noise*. Pré-multiplicando por B^{-1} , obtém-se o modelo VAR em sua forma padrão:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (3.14)$$

Em que, $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, e $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$.

Para trabalhar com a metodologia de vetores auto-regressivos, Enders (2015) afirma que o sistema deve atender as propriedades da estabilidade e da invertibilidade. Com isso, as funções de resposta a impulso obtidas a partir do modelo VAR poderão ser representadas pelo Vetor de Médias Móveis (VMA) dos termos de erro, garantindo que a memória auto-regressiva das variáveis seja guardada pelo menor número de parâmetros (modelo parcimonioso). De acordo com o autor, o VMA pode ser descrito da seguinte forma:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-1}$$

em que, \emptyset é a função de resposta a impulsos nos e_{it} das variáveis do modelo. Segundo Enders (2015), na prática, as funções de impulso-resposta permitem a visualização gráfica da trajetória das variáveis do sistema após um choque no termo de erro de uma das equações. Também será utilizado nesse trabalho a decomposição da variância do erro de previsão, a qual indicará qual a proporção dos movimentos de uma variável devido aos seus choques próprios versus choques de outras variáveis (ENDERS, 2015).

A identificação do modelo VAR a ser estimado é feita a partir do número de defasagens ótimas, sendo utilizado o Critério de Informação de Akaike (AIC), bem como, o critério de Schwarz Bayesian (SBC) para determinar a ordem das defasagens, especificados a nas equações 3.15 e 3.16.

$$AIC = T.log. |\Sigma| + 2.N \quad (3.15)$$

$$SBC = T.log. |\Sigma| + N.log(T) \quad (3.16)$$

3.3.4 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Ao trabalhar com séries temporais, segundo Gujarati e Porter (2011), pressupõe-se que estas sejam estacionárias. Um processo estocástico é considerado estacionário quando sua média e variância forem constantes ao longo do tempo, bem como, a covariância entre dois períodos seja igual à distância entre eles, de forma que a série temporal convirja para a sua média, flutuando em torno desta em uma amplitude constante. A não-estacionariedade da série acarreta na impossibilidade de serem efetuadas previsões a partir dos resultados estimados, sendo exemplificada pelo modelo de passeio aleatório, o qual é caracterizado pela memória infinita.

Para verificar a estabilidade das séries será utilizado, inicialmente, o teste de Dickey-Fuller Ampliado – ADF (1981). De acordo com Bueno (2008), o teste considera que as variáveis seguem um passeio aleatório, bem como, sejam geradas por um processo auto-regressivo de ordem p . Tal suposição representa uma evolução em relação ao teste de Dickey-Fuller (1979), o qual assume que o termo de erro seja ruído branco. Com isso, as

defasagens da série consistem em uma medida de correção para o teste de raiz unitária. Segundo Bueno (2008), o teste de ADF pode assumir as seguintes especificações:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (3.17)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (3.18)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (3.19)$$

em que, μ representa o intercepto (ou deslocamento), e t é a tendência. O teste descrito na equação 3.17 assume que a série é um passeio aleatório puro. Na equação 3.18, é inserido o intercepto, de modo que a hipótese a ser testada é a presença de raiz unitária com deslocamento. A especificação apresentada na equação 3.19 é utilizada para testar a presença de raiz unitária com deslocamento, em torno de uma tendência, a qual será utilizada no trabalho. A hipótese nula do teste consiste em verificar se o módulo da estatística t de Tau do parâmetro α é inferior ao módulo do t de Tau crítico, indicando presença de raiz unitária.

Phillips e Perron (1988) sugeriram uma correção não-paramétrica ao teste de Dickey-Fuller. Conforme Bueno (2008), os autores propuseram um teste que tornou desnecessária a especificação de um processo autoregressivo para corrigir o problema da correlação serial dos resíduos. Diante disso, a estatística do teste de Phillips-Perron é dada por:

$$\hat{z}_{t,\mu} = \hat{t}_\mu \left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{v}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{v} \sqrt{T^{-2} \sum_{i=1}^T y_{t-1}^2}} \right) \quad (3.20)$$

em que, \hat{t}_μ é a estatística de Dickey-Fuller, $\hat{\sigma}^2$ representa a variância populacional da regressão e, \hat{v}^2 é a variância de longo prazo. A hipótese nula do teste segue a mesma lógica do teste de Dickey-Fuller Ampliado.

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), verificaram que os testes anteriores não conseguiam rejeitar a hipótese nula é uma infinidade de séries econômicas. Segundo Bueno (2008), os autores sugeriram o teste KPSS, o qual é especificado da seguinte forma:

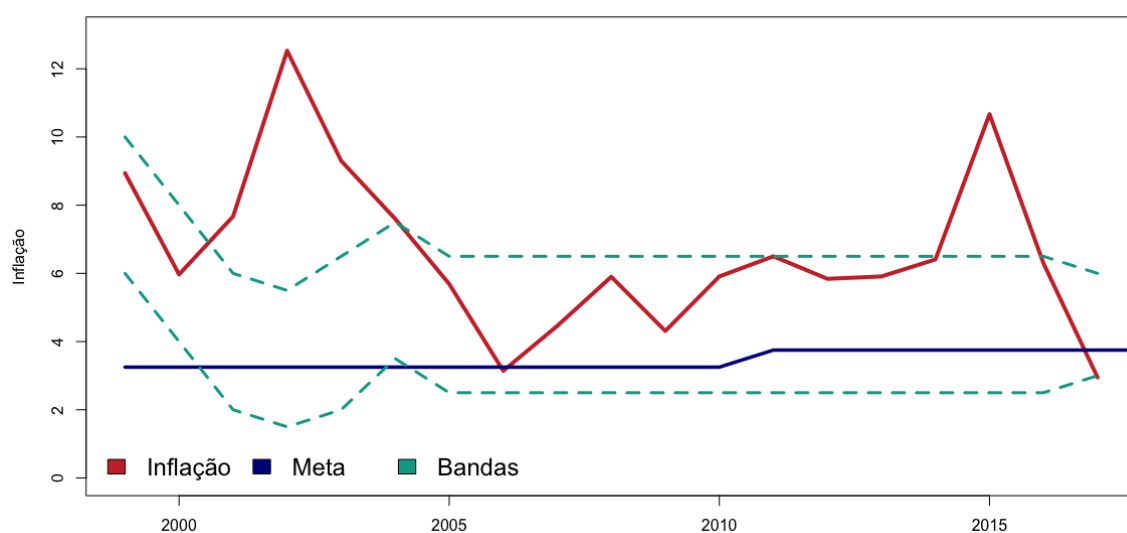
$$KPSS = \sum_{i=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{v}^2} \quad (3.21)$$

onde, S_t^2 representa o quadrado da soma parcial dos resíduos do processo gerador dos dados, e \hat{v}^2 é a variância de longo prazo. A hipótese nula do teste é $H_0: y_t \sim I(0)$. Segundo Bueno (2008), a ideia é testar a variância do passeio aleatório, de modo que, se ela for nula, a série é considerada estacionária.

3.4 RESULTADOS

Para analisar o caso da economia brasileira, tem-se no gráfico 3-1 o comportamento da inflação em relação à sua meta. É possível visualizar que durante a crise de confiança, ocorrida entre 2002 e 2003, as taxas 12 meses à frente chegaram a 17%, superando, e muito, o seu limite de 4%. Conforme aponta Pastore, o hiato do produto neutro, estando negativo, indica que o comportamento inflacionário não é advindo de um aquecimento da economia; fato constatado durante o período entre 2003 e 2007. Sua justificativa esteve relacionada à depreciação cambial, ocorrida naquele momento, sugerindo que o *pass-through* da taxa de câmbio para o IPCA foi maior naquele período do que em anos recentes⁵. Diante disso, a autoridade monetária adotou a estratégia de aumentar temporariamente a meta da inflação e, para manter sua credibilidade, explicou aos agentes o motivo da sua decisão, retornando à meta original quando o ciclo de convergência tivesse se encerrado.

GRÁFICO 3-1 - Metas de Inflação %a.a. - Brasil (1999-2017)



Fonte: Elaboração própria.

Entretanto, o segundo momento de descontrole da inflação, observado a partir de 2011, pode ser consequência de uma política monetária acomodatória. Esse período foi marcado pelo discurso por parte do governo e dos *policy makers* de que era possível obter

⁵ De acordo com estimativas de Freitas e Muinhos (2001), naquele período, o *pass-through* da taxa de câmbio para o IPCA era de 20%.

um pouco mais de crescimento com um pouco mais de inflação; não levando em consideração de que, no longo prazo, não existe uma Curva de Phillips estável que garanta tal acontecimento. Nesse contexto, a autoridade monetária passou a trabalhar com a meta implícita referente à banda superior da meta oficial. Além disso, o Banco Central deu início a uma série de cortes na taxa Selic, bem como, o governo optou por incentivar determinados setores da economia, o que aqueceu uma economia que já estava trabalhando próxima ao pleno emprego (PASTORE, 2015). Todos esses fatores contribuíram para as altas taxas de inflação registradas até o final de 2016.

Diante desses fatos, se faz necessária a análise da função de reação do Banco Central, de forma a verificar se a Regra de Taylor foi seguida como um guia normativo na condução da política monetária. Os modelos econométricos estimados encontram-se na tabela 3-1:

TABELA 3-1 – Parâmetros estimados por MQO

	Variáveis do Modelo:					
	Constante	Desvio	Hiato do PIB	Selic Real	Selic em t-1	Selic em t-2
2003-2006						
Taylor	13.149***	0.925***	-0.025	0.4181***		
R ² =0.899	(0.339)	(0.086)	(0.042)	(0.035)		
Pastore	0.209***	0.007***	-0.011***		1.746***	-0.8041***
R ² =0.994	(0.044)	(0.002)	(0.004)		(0.052)	(0.050)
2007-2010						
Taylor	7.004**	-0.150	-0.019	0.657***		
R ² =0.8601	(0.259)	(0.145)	(0.014)	(0.039)		
Pastore	0.048*	0.001	0.0047***		1.665***	-0.686***
R ² =0.9997	(0.039)	(0.001)	(0.001)		(0.0704)	(0.071)
2011-2018						
Taylor	5.780**	0.695***	-0.036*	0.895***		
R ² =0.757	(0.314)	(0.195)	(0.018)	(0.052)		
Pastore	0.1186	0.0660***	0.0000		1.6588***	-0.6769***
R ² =0.996	(0.0734)	(0.0243)	(0.000)		(0.065)	(0.064)

Nota: Os valores entre parênteses são os erros-padrão da estimativa. *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Fonte: Elaboração própria.

As estimações efetuadas para todo os períodos e apresentados na tabela3-1, seguindo o modelo teórico de Taylor, não atenderam às propriedades estatísticas desejáveis dos resíduos, comprometendo a eficiência dos parâmetros apresentado. Com isso, optou-se por efetuar as interpretações por meio do modelo proposto por Pastore (2015). Para o intervalo

de tempo entre 2003 e 2006, momentos pós-crise de confiança de 2002, têm-se que um aumento do desvio da inflação em 1p.p. ocasionaria um aumento da taxa Selic de 0,007 p.p., se revelando bem abaixo do que o esperado pela teoria.

Segundo Pastore (2015), no caso de uma política monetária atuando por meio da demanda agregada como canal de transmissão, para que a condução da política monetária tenha eficácia, a elevação da taxa de juros deve levar ao aumento da taxa real de juros, logo, o produto $c_1/(1 - c_3 - c_4)$ deve ser maior que 1. Para o período em questão, o coeficiente de restrição do Banco Central foi $0,007/(1 - 1,746 + 0,8041) = 0,12 < 1$, o que demonstra que, em média, a autoridade monetária não esteve seguindo o modelo naquele período.

Para o segundo momento, entre 2007 e 2010, apesar de serem verificadas todas as propriedades econométricas desejáveis, o parâmetro do desvio foi estatisticamente igual a zero. De qualquer forma, mesmo que apresentasse significância, seu valor seria próximo desse valor. Com isso, optou-se por efetuar o cálculo do produto $c_1/(1 - c_3 - c_4)$. Nesse período, o resultado de 0,47 indicou que, mediante um aumento do desvio, a autoridade monetária não esteve comprometida em aumentar mais que proporcionalmente a taxa de juros. Com isso, há indícios de que a política monetária assumiu, de fato, uma postura anticíclica, deixando de lado sua função principal.

No último período, de janeiro de 2011 a fevereiro de 2018, o modelo atendeu às propriedades econométricas. No entanto, o parâmetro do hiato do produto foi estatisticamente igual a zero. Ao calcular o produto $c_1/(1 - c_3 - c_4)$, obteve-se como resultado o valor de 3,64, indicando uma autoridade monetária comprometida em controlar a inflação. Apesar das primeiras observações da série corresponderem aos momentos de elevado nível de preços, a partir de 2015, a inflação volta a convergir para sua meta, mediante o aumento da taxa de juros efetuada pelo Banco Central.

Diante disso, foi aplicado o modelo VAR somente para o último período. A justificativa é de que, nesse período, houve a adoção das medidas macroprudenciais, bem como, indícios de que a autoridade monetária estava trabalhando de forma implícita com a banda superior da inflação (PASTORE, 2015). Entretanto, o período também compreende o retorno da inflação para sua meta. Com isso, busca-se verificar quais foram as respostas da taxa de juros aos choques nas variáveis do modelo.

TABELA 3-2 – Testes de Raiz Unitária (2011-2018)

	Séries em nível					
	ADF		KPSS		PP	
	Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Desvio	-1.9120	0.0593	0.6462	0.0000	-5.1329	0.8181
Hiato	-2.2070	0.0301	0.2045	0.0143	-5.6407	0.7883
Selic	-2.6662	0.0093	0.4343	0.0000	-0.8654	0.9880
	Séries em 1ª diferença					
	ADF		KPSS		PP	
	Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Desvio	-7.2090	0.0000	0.0581	0.1000	-82.4940	0.0000
Hiato	-3.9170	0.0002	0.1046	0.1000	-82.6480	0.0000
Selic	-2.0820	0.0405	0.3316	0.1000	-20.3590	0.0528

Fonte: Elaboração própria.

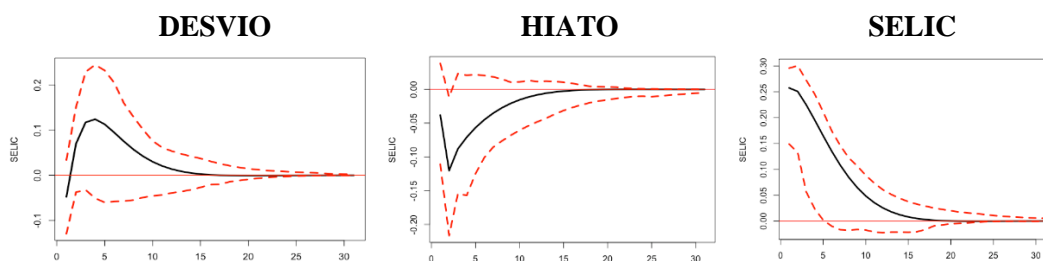
Na Tabela 3-2, estão dispostos os testes de raiz unitária das séries utilizada. Os resultados indicam que todas as variáveis apresentam raiz unitária. Quando diferenciadas, tem-se que, apenas a taxa Selic apresenta raiz unitária, de acordo com o teste de Phillips-Perron. Entretanto, nesse caso, foi considerado mesmo assim que todas as séries são integradas de ordem $-I(1)$, a um nível de significância estatística de 10% . Portanto, o modelo VAR foi estimado com as variáveis em primeira diferença.

TABELA 3-3 – Critérios de Informação

Lags	AIC	HQ	SIC
1	13.0157	13.1510	13.3513
2	12.4176	12.6543	13.0049
3	12.2511	12.5892	13.0900
4	12.0900	12.5296	13.1806

Fonte: Elaboração própria.

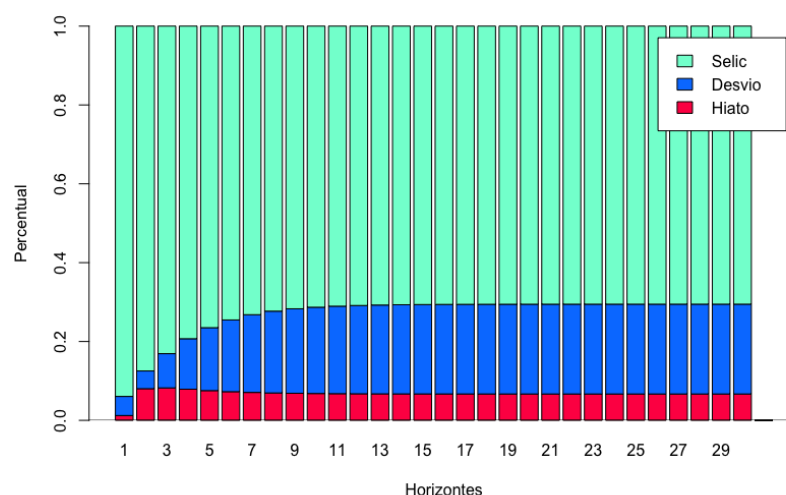
A Tabela 3-3 apresenta os resultados dos critérios de informação, considerando, no máximo, 4 defasagens. Todos os critérios apontaram para a escolha de um VAR(4). Todavia, quando estimado, o modelo apresentou efeito ARCH nos seus resíduos. Com isso, optou-se por estimar um VAR (1), dado que ele não apresentou problemas nos resíduos.

FIGURA 3-1- Resposta da Taxa Selic aos choques nas variáveis do modelo (2011-2018)

Fonte: Elaboração própria.

Os gráficos da função de resposta a impulso, plotados na figura 3-1, mostram a previsão da trajetória da taxa Selic, mediante um choque de um desvio-padrão nas equações das demais variáveis. É possível visualizar que um choque no desvio das expectativas em relação à meta de inflação, gera, inicialmente, uma queda da Taxa Selic, sendo revertida no período imediatamente posterior. Tal choque demora entre 10 a 15 meses para se dissipar.

Um choque no hiato, por sua vez, gera uma queda na Taxa Selic, a qual só retorna para o seu patamar inicial depois de aproximadamente 10 meses. Em relação à própria taxa de juros, um choque em sua própria trajetória leva 15 meses para se dissipar, estando de acordo com a hipótese do gradualismo nos ajustes da política monetária.

GRÁFICO 3-2 – Decomposição da variância do erro de previsão da Taxa Selic (36 horiz.)

Fonte: Elaboração própria.

O gráfico 3-2 apresenta a participação de cada variável em um choque no desvio-padrão da Selic, representando, graficamente, a decomposição da variância de seu erro de previsão. De acordo com os resultados, há indícios de uma maior participação da própria taxa de juros no choque, estabilizando em torno de 70%, evidenciando seu componente autoregressivo. Ademais, a segunda maior participação é do desvio das expectativas de inflação em relação à meta, a qual inicia com uma participação de, aproximadamente 4%, e estabiliza em 23%. Já o hiato do produto, apresentou a menor participação, a qual se estabiliza em torno de 7%.

3.5 CONCLUSÃO

Desde 1999, o Banco Central do Brasil atua sob o Regime de Metas de Inflação, no sentido de maior transparência, o qual estabelece o anúncio prévio da meta de inflação a ser perseguida, utilizando como instrumento a taxa de juros. Taylor (1993) sugere um guia normativo da condução da política monetária, em que o principal pressuposto de seu modelo é de que a taxa de juros afeta a inflação por meio de vários canais de transmissão.

Diante disso, o objetivo do presente capítulo foi obter informações de condução da política monetária, no Brasil, no período entre 2003 e 2018. Especificamente, buscou-se verificar se a autoridade monetária esteve comprometida em manter a estabilidade dos preços, bem como, como foram procedidos os ajustes da taxa de juros mediante os choques nas variáveis previstas pela Regra de Taylor.

As estimações do modelo tradicional de Taylor (1993), por Mínimos Quadrados Ordinários, apresentaram heteroscedasticidade, autocorrelação e não-normalidade dos resíduos e, com isso, não foi possível extrair informações com base nos parâmetros estimados. Alternativamente, foi utilizada a função de reação do Banco Central, apresentada por Pastore (2015). Os resultados indicaram que, no período entre 2003 e 2010, os ajustes da taxa de juros nominal não foram suficientes para aumentar as taxas de juros reais, não sendo eficientes no combate à inflação. Já no período entre 2011 e 2018, os parâmetros evidenciaram um aumento mais que proporcional da taxa de juros, mediante um aumento do desvio da inflação, revelando uma política monetária comprometida com a sua função.

A análise da função de resposta a impulso foi efetuada no sentido de salientar como a autoridade monetária reagiu mediante aos choques no desvio da inflação e no hiato do produto, no último período. Os resultados indicaram que a taxa de juros tende a se elevar, dado um aumento no desvio da inflação, conforme o esperado pela regra. Entretanto, foi verificado uma redução da taxa de juros, quando há um aumento do hiato do produto, fornecendo indícios de uma política monetária passiva em momentos de aquecimento da economia.

Portanto, os resultados apontaram diferentes posturas da autoridade monetária, em diferentes períodos, dadas as condições conjunturais de cada momento. Somente para o último período foram encontradas evidências de comprometimento da política monetária no combate à inflação. Ademais, a aplicação de métodos mais robustos de estimação se faz

necessária para gerar aferições mais precisas sobre a atuação do Banco Central brasileiro após a implementação do Regime de Metas de Inflação.

4 OPERAÇÕES DE HEDGE NO MERCADO FUTURO BRASILEIRO: APLICAÇÃO DA EFETIVIDADE E RAZÃO ÓTIMA COM MODELOS DE VOLATILIDADE

4.1 INTRODUÇÃO

O agronegócio é definido como toda a cadeia produtiva que compreende o fornecimento de insumos até a industrialização e processamento de produtos agrícolas (MICELI, 2008). Tal segmento é responsável por aproximadamente um quarto do PIB brasileiro, sendo o destaque dentre as atividades que contribuem para a geração de Valor Adicionado, crescendo 2,5% no terceiro trimestre de 2018 em comparação com o mesmo período no ano anterior (IBGE, 2019; CEPEA, 2019). Além disso, o setor também desempenha um papel importante nas exportações do país. Entre os anos de 2008 e 2018, o volume exportado do agronegócio cresceu 170%, registrando no último ano superávit de R\$ 87 bilhões.

Os produtores e processadores envolvidos no agronegócio estão expostos a riscos, o que, de certa forma, limita o crescimento do setor. Um desses riscos se refere à incerteza da produção atingir seu volume esperado, denominado risco de produção (PONTES; MAIA, 2017). Miceli (2008) também destaca o risco climático, o qual, como o nome sugere, está relacionado às intempéries climáticas, bem como, a pragas ou outros fenômenos da natureza. Há também o risco de crédito que, de acordo com Jorion (2003), é o risco de uma das partes se tornar inadimplentes, sendo muito comum em casos de empresas que negociam contratos de longo prazo. Ademais, existe o risco operacional, sendo decorrente de falhas humanas ou tecnológicas.

O principal risco enfrentado pelo agronegócio é o risco das oscilações de preços, também conhecido como risco de mercado (JORION, 2003). Segundo Araújo (2007), no agronegócio, esse tipo de risco é agravado pelo fato dos agricultores lidarem, em geral, com uma estrutura oligopolista no fornecimento de insumos, bem como, com uma estrutura oligopsônica no que se refere aos compradores de seus produtos. Portanto, por serem tomadores de preços tanto em termos de custo, quanto de receita, a gestão de risco é essencial para que o produtor possa se manter em sua atividade, garantindo uma margem de retorno que ao menos cubra os seus custos.

Para se proteger do risco das flutuações de preços, os agentes podem recorrer ao mercado de derivativos. Como o próprio nome sugere, nesse mercado são negociados ativos cujos valores são derivados de outros ativos já existentes, denominados ativos subjacentes (BESSADA et al., 2009). Seus principais produtos são: o contrato futuro, negociados por meio de uma bolsa, com data de vencimento pré-estabelecida, bem como, com as características da mercadoria e cotações padronizadas; o contrato de opções, o qual garante o direito de compra ou venda de um produto em uma data futuro; e, o contrato a termo, semelhante ao contrato futuro, mas com os preços, prazos e características da mercadoria sendo estabelecidos entre as partes.

Atualmente, os contratos de derivativos são negociados por intermédio da Brasil, Bolsa, Balcão (B3). No segmento agrícola, a B3 oferece a negociação de 5 *commodities*: boi gordo, café, etanol hidratado, milho e café arábica 4/5. O principal instrumento utilizado são os contratos futuros, os quais, em 2018, foram responsáveis pela negociação de 1,44 milhões de contratos, correspondendo a 68% do volume total de *commodities* negociadas (que inclui minério e contratos de opções), movimentando um montante de R\$ 1,8 bilhões (B3, 2019). Segundo Bitencourt, Silva e Sáfiadi (2006), os contratos futuros fornecem uma sinalização dos preços que vigorarão no futuro, permitindo um melhor planejamento para os agentes.

A minimização do risco de mercado por meio de contratos futuros ocorre com a venda/compra de determinado número de contratos de acordo com sua posição no mercado à vista, estabelecendo um preço que, no mínimo, cubra os custos de produção. Esse tipo de operação é denominado *hedge*. Dessa forma, o mercado futuro constitui um instrumento financeiro de divisão do risco com os demais investidores. Para encontrar o número ótimo de contratos futuros que proteja a posição no mercado à vista, denominada razão ótima de *hedge*, existe uma literatura específica em finanças que apresenta ferramentas estatísticas para tal fim.

O marco teórico na literatura sobre gestão de risco é o trabalho de Markowitz (1952), o qual toma como base uma carteira teórica de ativos, tendo como objetivo estabelecer uma quantidade ótima de cada um deles, de modo a minimizar o risco, condicionado a um retorno desejado. A partir de seu artigo, surgem os trabalhos de Johnson (1960), Stein (1961), Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989), com enfoque para o mercado de *commodities*. Os autores sugerem o uso de medidas estatísticas para encontrar a razão ótima,

evoluindo para o uso do Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Processos Auto-Regressivos (AR).

Entretanto, ao utilizarem modelos estáticos de regressão, os autores consideram que a razão ótima de *hedge* não varia ao longo do tempo, desconsiderando a variação no risco tanto no mercado à vista como no mercado futuro (BITENCOURT; SILVA; SÁFADI, 2006). Como as evidências empíricas demonstram, os retornos dos ativos tendem a apresentar aglomerados de volatilidade (MORETTIN; TOLOI, 2006), bem como, segundo Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006), conforme se aproxima a data do vencimento dos contratos, a volatilidade nos mercados tende a aumentar.

Diante disso, se tornou necessária a estimação da razão ótima de *hedge* dinâmica. Os trabalhos seminais de Baillie e Myers (1991), Kroner e Sutan (1993) e Bera et al. (1997) sugerem que a razão ótima seja estimada por meio dos modelos GARCH multivariados. Tais modelos levam em consideração a heteroscedasticidade condicional das variáveis, bem como, a correlação condicional entre os mercados. Com isso, é possível obter uma série de tempo da razão ótima de *hedge*, levando em consideração a volatilidade dos mercados, bem como, o processo de transmissão de preços entre eles.

Para o Brasil, a maioria dos trabalhos seguem a metodologia sugerida por Ederington (1979) e Myers e Thompson (1989) para a obtenção da razão ótima. Em comparação, ainda são poucos os trabalhos que utilizam os modelos GARCH multivariados para obtenção da razão ótima dinâmica. Desses trabalhos, merece destaque o artigo de Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006), o qual compara a razão ótima obtida por MQO e pelo modelo GARCH-BEKK para o mercado brasileiro de boi gordo.

Portanto, o presente trabalho busca expandir a análise efetuada por Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006), utilizando todas as *commodities* negociadas atualmente na B3, bem como, considerando um intervalo de tempo mais atual. Ademais, serão calculados os resultados das operações, admitindo a posição no mercado futuro resultante das estimações, de forma a verificar o quanto da exposição ao risco das operações no mercado à vista foi minimizada. Espera-se contribuir com a literatura empírica brasileira sobre o uso do mercado futuro como ferramenta de gerenciamento de risco para o produtor agrícola.

O objetivo geral do trabalho é estimar a razão ótima de *hedge* e sua efetividade para os mercados futuros brasileiros, utilizando as *commodities* listadas na B3, no período entre janeiro de 2014 a setembro de 2018. Especificamente, busca-se estudar a existência de causalidade e transmissão de preços das *commodities* listadas na B3; estimar a razão ótima

de hedge e sua efetividade; bem como, obter o resultado das operações de hedge, identificando as quantidades contratos frente ao risco envolvido no setor.

O capítulo divide-se em seis seções, incluindo a presente introdução. A segunda seção apresenta os modelos teóricos sobre gestão de risco, consistindo na fundamentação teórica por meio da qual foi baseada a pesquisa. Na terceira seção, é exposta a revisão da literatura, demonstrando o estado da arte dos trabalhos sobre *hedge*. A metodologia é definida na quarta seção. Por fim, a quinta seção apresenta os resultados e, as conclusões extraídas a partir daí indicadas na sexta seção.

4.2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

O presente capítulo apresenta os fundamentos teóricos a serem utilizados no desenvolvimento deste trabalho. Inicialmente, serão evidenciados os fundamentos econômicos do mercado de derivativos, bem como, suas funções e o papel da bolsa de valores para o seu funcionamento. Em seguida, demonstrar-se-á a teoria da utilidade esperada para descrever as escolhas dos agentes sob condições de incerteza. Por fim, serão apresentados os principais modelos de hedge, bem como, sua evolução ao longo do tempo.

4.2.1 MERCADO DE DERIVATIVOS

Os derivativos são instrumentos financeiros que têm seu preço derivado dos preços de outros ativos, os quais são denominados como ativos subjacentes (commodities, ações, índices, taxa de juros e taxa de câmbio) (BESSADA et al, 2009). Sua criação remonta antes mesmo à Roma e Grécia antiga, época em que os mercadores já negociavam contratos com cláusulas de opção para as mercadorias em seus navios. No século XVII, quando o feudalismo estava em declínio, e os burgos estavam em ascensão, já existiam contratos para entregas futuras dos produtos. No século XVII, os produtores de lã chegavam a fazer contratos de venda com antecedência de até 20 anos (KLOECKNER, 2007).

O primeiro mercado de derivativos organizado surgiu na Bolsa de Valores de Amsterdã em 1602. De acordo com Kloeckner (2007), em 1752, já eram negociadas commodities em Nova Iorque e em outras cidades americanas. Entretanto, somente em 1848 foi criada a Chicago Board of Trade, com o objetivo de padronizar a qualidade e a quantidade dos grãos negociados. Em 1874, foi fundada a Chicago Produce Exchange para negociação de produtos agrícolas perecíveis (como, por exemplo, ovos e manteiga), sendo transformada em Chicago Mercantile Exchange em 1919 (HULL, 1999).

Com a criação e expansão dos mercados organizados de derivativos, esses mercados passaram a atrair um número cada vez maior de compradores e vendedores (HULL, 1999). Além disso, os contratos negociados permitiram a padronização e homogeneidade dos produtos. Outra característica desse mercado é a sua liberdade no que se refere à intervenção governamental e formação de monopólio. Nesse sentido, os fundamentos econômicos que regem o mercado de derivativos assemelham-se aos do mercado de concorrência perfeita.

Ademais, pode-se destacar também como uma de suas características a clareza e estabilidade de suas regras, sendo mantidas durante toda a vida do contrato, a fim de evitar prejuízo a uma das partes. Os produtos negociados em seu recinto devem apresentar um nível de perecibilidade relativamente baixo, pois se ele for alto, o risco será limitado a apenas alguns dias. Por fim, o objetivo dos contratos futuros deve ser de interesse de grande parte dos agentes econômicos, para que haja liquidez no mercado (MICELI, 2008)

Os participantes que compõem o mercado de derivativos podem ser divididos em três grupos: hedgers, especuladores e arbitradores. De acordo com Bessada et al (2009), os hedgers são agentes econômicos que buscam se proteger da volatilidade nos mercados à vista, utilizando os derivativos como ferramenta de distribuição do risco. Essas operações consistem em tomar uma posição no mercado futuro contrária à sua posição no mercado à vista, com a finalidade de minimizar a perda financeira caso haja uma flutuação adversa dos preços. Segundo Miceli (2008), se não houver volatilidade no mercado spot dos produtos, não há necessidade de fazer o hedge. Os especuladores, por sua vez, são os agentes que estão propensos a assumir o risco da volatilidade, visando a possibilidade de ganhos financeiros com essas flutuações. De acordo com os autores, esse tipo de participante é indispensável para o funcionamento do mercado, pois, ao aumentarem o volume de negociação com suas operações, eles geram liquidez. Os arbitradores são os investidores que obtêm ganhos financeiros ao perceberem desequilíbrios entre um mercado e outro, sendo favorecidos com a compra dos bens no mercado onde ele está mais barato, para vendê-lo no mercado em que está mais caro. Todos esses agentes são caracterizados, por definição, como tomadores de risco, pois o custo associado às variações de preços é diluído entre eles.

Os principais produtos negociados no mercado de derivativos são: os contratos futuros, contratos a termo e, os contratos de opções. Esses contratos têm como objetivo a proteção contra a variação de preços no futuro. Hull (1999) define os contratos futuros como o acordo entre duas partes de comprar ou vender uma mercadoria em uma data futura, a um preço previamente estabelecido. Para evitar a inadimplência de uma das partes no momento da liquidação, ambas devem efetuar pagamentos diários até a data do vencimento do contrato. Esses pagamentos são efetuados de acordo com as variações diárias do preço futuro. Se o preço futuro aumenta, o agente comprador recebe do agente vendedor um pagamento que equivale à diferença de preço, e vice-versa. Vale ressaltar que as variações no preço futuros são causadas por mudanças de expectativas relacionadas à oferta e demanda pelo produto, assim como no mercado spot.

Os mercados futuros funcionam como garantias, tanto para o produtor rural, como para a indústria de processamento e exportadores, pois permite que ambos fixem preços que mantenham a margem de rentabilidade em seu processo produtivo. Além disso, os preços vigentes no mercado futuro servem como mecanismo de previsão, auxiliando os agentes em seu processo de tomada de decisão. Ademais, distorções entre os preços spot e futuro permitem que as operações de arbitragem aconteçam, até que os dois lados se equilibrem (MICELI, 2008).

O contrato futuro consiste em uma evolução do contrato a termo, logo, eles se assemelham no que diz respeito à promessa de compra ou venda em uma data futura, a um preço pré-acordado. No mercado a termo, não há ajuste diário, o que, segundo Miceli (2008), torna o risco de inadimplência maior. Outra diferença se refere ao âmbito das negociações, pois, enquanto no mercado futuro as operações ocorrem na Bolsa, no mercado à termo as operações são registradas no mercado de balcão.

Outro derivativo amplamente utilizado são as opções. De acordo com Hull (1999), nesse mercado é negociado o direito de compra (opção de compra ou *call*) ou o direito de venda (opção de venda ou *short*), para liquidação em uma data futura. Quem compra o direito é denominado como titular, e quem o oferece é chamado de lançador. De acordo com o autor, deve-se enfatizar que, por se tratar de um direito, quem o adquire não necessariamente deve liquidar sua posição na data do vencimento, sendo a principal diferença em relação aos demais derivativos. O preço da opção pago pelo titular ao lançador para adquirir o direito é denominado como *strike* e, o preço acordado do ativo subjacente, como preço de exercício.

Nesse contexto, a B³ assume um papel importante de guardião do mercado, garantindo o livre acesso dos agentes às negociações, bem como, no gerenciamento dos riscos existentes. Segundo Miceli (2008), dentre suas atribuições, as principais funções da Bolsa são: a) divulgar as cotações diárias dos contratos negociados; b) desenvolver normas, procedimento, regulamentos e controles de negociações para os diversos agentes envolvidos; c) realizar e garantir os processos de liquidação financeira, e; d) gerar classificações dos produtos de acordo com os padrões aceitos pelo mercado. Dessa forma, o papel da Bolsa é assegurar a competitividade no ambiente de negociação, evitando manipulações nos mercados organizados.

4.2.2 ESCOLHA SOB INCERTEZA

Tanto os produtores, quanto os processadores lidam com a incerteza de qual preço vigorará no momento da venda de seus produtos/compra de seus insumos. Nesse contexto, os mercados futuros permitem a distribuição do risco entre esses agentes. Para descrever seu comportamento individual dos agentes diante de escolhas sob incerteza, pode-se recorrer à Função de Utilidade Esperada de John Von Neumann, bem com, aos Títulos de Estados Contingentes de Kenneth Arrow (VARIAN, 2012).

Segundo Varian (2012), os indivíduos baseiam suas decisões de consumo na distribuição de probabilidades relacionadas às combinações de bens. Dessa distribuição resulta uma lista de possíveis resultados e suas respectivas probabilidades de acontecimentos. O autor traz como exemplo a decisão de quanto de seguro um indivíduo deve comprar. Se a pessoa for muito conservadora, optará por comprar muito seguro, mas, caso ela não se importe em correr riscos, ela não comprará seguro nenhum. Portanto, sua escolha dependerá de suas preferências.

Varian (2012) sugere também que os diferentes resultados possíveis sejam considerados como diferentes estados de natureza. Logo, os agentes estariam preocupados com o seu plano de consumo contingente. O autor define “contingente” como algo que depende de alguma eventualidade, algo que não é certo. Analisando sob a ótica dos seguros, o plano de consumo contingente seria a escolha entre a quantidade de dinheiro que o indivíduo teria em caso de perda ou no caso de não acontecer nada. De acordo com Varian (2012), esse conceito foi apresentado pela primeira vez por Kenneth Arrow, em 1952, e ajuda a explicar o funcionamento, não só dos seguros, como também dos próprios derivativos.

Quando se verifica que os indivíduos possuem preferências razoáveis em relação ao seu consumo em diferentes estados da natureza, Varian (2012) afirma que as funções de utilidade podem ser utilizadas para descrever seu processo de decisão, da mesma forma que em outras circunstâncias (como, por exemplo, na Teoria-Padrão da Escolha do Consumidor). De acordo com o autor, a escolha do consumidor será tomada com base na comparação da probabilidade de ocorrência de um resultado em relação a outro. Portanto, a análise da escolha sob incerteza assume uma estrutura diferente das demais.

Para descrever a função de utilidade associada à probabilidade de ocorrência dos resultados, Varian (2012) assume dois estados de natureza mutuamente excludentes, como,

por exemplo, ganho ou perda. Sendo c_1 e c_2 o consumo nos estados 1 e 2, respectivamente e, π_1 e π_2 as probabilidades de ocorrência dos dois estados. Como são mutuamente excludentes, logo, $\pi_2 = (1 - \pi_1)$. Portanto, a função de utilidade do consumo nos estados 1 e 2 pode ser denotada como $u(c_1, c_2, \pi_1, \pi_2)$.

Costa e Assunção (2005) apresentam algumas formas funcionais que a função de utilidade pode assumir. Uma delas é a exponencial, que pode ser descrita da seguinte forma:

$$u(x) = -e^{-ax}, \quad a > 0 \quad (4.1)$$

Nesse caso, o padrão de consumo assume uma forma não-linear. Varian (2012), para exemplificar essa forma funcional, apresenta a função de utilidade Cobb-Douglas:

$$u(c_1, c_2, \pi, 1 - \pi) = c_1^\pi c_2^{1-\pi} \quad (4.2)$$

Outra forma funcional da função de utilidade apresentada por Costa e Assunção (2005) é a logarítmica, especificada na equação (4.3). Varian (2012) aplica essa forma funcional à função utilidade Cobb-Douglas descrita anteriormente, resultando na equação (4.4).

$$u(x) = \ln(x) \quad (4.3)$$

$$\ln u(c_1, c_2, \pi_1, \pi_2) = \pi_1 \ln c_1 + \pi_2 \ln c_2 \quad (4.4)$$

De acordo com o último autor, transformar a função de utilidade Cobb-Douglas em uma forma funcional logarítmica equivale a uma transformação monotônica da utilidade, todavia, mantendo a representação das mesmas preferências.

Varian (2012) sugere que a forma mais convencional de demonstrar a função de utilidade é a do valor esperado, em que:

$$u(c_1, c_2, \pi_1, \pi_2) = \pi_1 v(c_1) + \pi_2 v(c_2) \quad (4.5)$$

Dessa forma, a utilidade é descrita como uma soma ponderada da função consumo em cada estado, $v(c_1)$ e $v(c_2)$, sendo as probabilidades π_1 e π_2 os pesos da ponderação. Essa forma particular da função de utilidade é conhecida como Função de Utilidade von Neumann-Morgenstern (VARIAN, 2012). Segundo o autor, a representação da utilidade esperada é

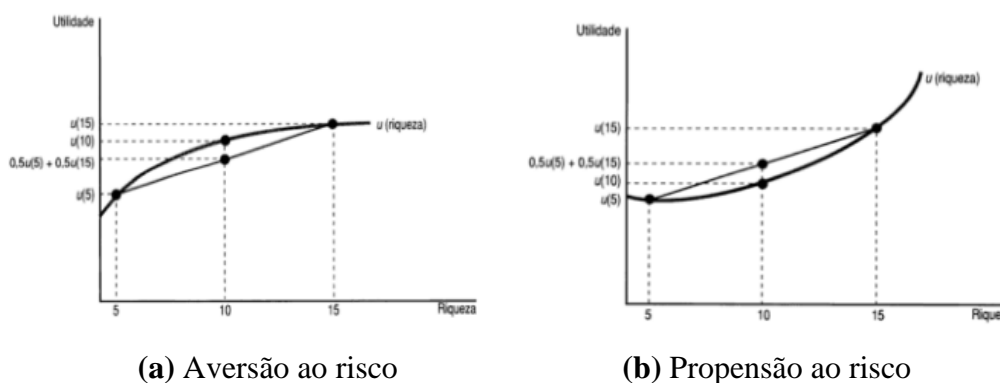
razoável, pois, em geral, apenas um dos eventos tendem a ocorrer. Logo, os agentes tendem a optar pelo consumo do estado de natureza com maior probabilidade de acontecimento.

Com base na função de utilidade esperada, é possível identificar se o agente é avesso ou propenso ao risco. Para demonstrar tal propriedade, Varian (2012) apresenta o exemplo de um consumidor que tem uma riqueza inicial de US\$10,00, e pensa em fazer uma aposta com 50% de probabilidade de ganhar US\$5,00 e 50% de perder US\$5,00. Portanto, ele tem 50% de chance de acabar com US\$15,00 e 50% de acabar com US\$5,00. Sua utilidade esperada será, portanto, $0,5u(\text{US\$15,00}) + 0,5u(\text{US\$5,00})$, e o valor esperado de sua riqueza é US\$10,00. Se ele for um agente avesso ao risco, tem-se que:

$$u\left(\frac{1}{2}15 + \frac{1}{2}5\right) = u(10) > \frac{1}{2}u(15) + \frac{1}{2}u(5) \quad (4.6)$$

Nesse caso, o consumidor prefere ter o valor esperado de sua riqueza do que apostar. Caso contrário, se a utilidade de sua renda esperada fosse menor que a utilidade esperada dos resultados, o agente seria considerado como propenso ao risco. Graficamente, a função de utilidade desses agentes pode ser demonstrada da seguinte forma:

FIGURA 4-1 – Função de Utilidade Esperada



Fonte: Varian (2011).

O indivíduo que apresenta uma função de utilidade convexa é considerado como propenso ao risco, de modo que, conforme aumenta a sua renda, maior é a sua disposição em apostar. De modo contrário, o agente avesso ao risco apresenta uma função de utilidade côncava, pois, conforme sua renda aumenta, mais conservador ele se torna (VARIAN, 2012).

No contexto do mercado de seguros, o agente conservador tende a realocar sua parcela ótima de seguro à medida que sua renda aumenta (VARIAN, 2012). Na Teoria das Finanças, partindo da função de utilidade esperada, Markowitz (1952) inovou ao propor as medidas estatísticas de média e variância como medidas de risco e retorno. Sob a ótica do Mercado de Derivativos, autores como Johnson (1960) e Stein (1961), incorporam o mesmo conceito em suas análises, para determinar a razão ótima da posição no mercado à vista que deve estar assegurada no mercado futuro. Portanto, fica evidente a importância desse modelo microeconômico para a teoria do hedge.

4.2.3 TEORIA DO *HEDGE*

O arcabouço teórico que embasa a teoria do *hedge* tem como marco a Teoria do Portfolio de Markowitz (1952). De acordo com o autor, uma combinação ótima de ativos pode minimizar o risco de uma variação adversa em seus preços, sujeita a um retorno desejável. Dessa forma, a lucratividade de um portfolio é dada pela média ponderada dos retornos dos ativos, derivada a partir da relação entre risco e retorno. Markowitz (1952) também afirma que a eficiência na alocação dos ativos depende mais da covariância entre eles, do que de sua variância ou retorno. Com isso, o autor sugere que uma carteira bem diversificada deve ser composta por ativos com baixa correlação entre si.

O artigo seminal de Markowitz (1952) contribuiu para a literatura teórica em finanças, bem como, para o desenvolvimento e aprimoramento da teoria do *hedge*. Partindo de seu artigo, pode-se destacar os trabalhos de Johnson (1960), Stein (1961), Ederington (1979) e, Myers e Thompson (1989). Johnson (1960) aplica a estrutura do modelo de Markowitz (1952) para demonstrar a receita de um *hedger*, a qual é descrita da seguinte forma:

$$R = x_i B_i + x_j B_j \quad (4.7)$$

$$R = x_i (S_2 - S_1) + x_j (F_2 - F_1) \quad (4.8)$$

em que, B_i e B_j denotam as variações nos preços spot e futuro; S são os preços à vista da *commodity* em t_1 e t_2 ; F são os preços futuros da mercadoria; e, x_i e x_j representam o tamanho da posição no mercado à vista e no mercado futuro, respectivamente.

Segundo o autor, o *hedge* será perfeito quando o agente tem certeza de que qualquer mudança no preço spot será igual à mudança no preço futuro, de modo que:

$$(S_2 - S_1) - (F_2 - F_1) = 0 \quad (4.9)$$

Entretanto, Johnson (1960) afirma que essa não seria uma condição necessária, nem suficiente para que o *hedge* fosse perfeitamente eficaz. Para o autor, basta que o indivíduo tenha certeza que os preços futuros e spot guardem uma relação perfeita, para que ele obtenha uma cobertura eficaz, mas sem que necessariamente o retorno esperado seja igual a zero.

Aplicando a propriedade da variância sobre o retorno esperado dessa operação, segundo Johnson (1960) tem-se que:

$$V(R) = x_i^2 \sigma_i^2 + x_j^2 \sigma_j^2 - 2x_i x_j \text{cov}_{ij} \quad (4.10)$$

onde, σ_i^2 é a variância das mudanças de preço no mercado spot; σ_j^2 representa a variância das mudanças de preço no mercado futuro; e, cov_{ij} é a covariância entre as variações de preço no mercado spot e no mercado futuro.

Derivando a equação (4.10) em relação a x_j e igualando a 0, tem-se a condição de primeira ordem para encontrar o valor de x_j^* :

$$x_j^* = \frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma_j^2} \quad (4.11)$$

Como a condição de segunda ordem é atendida $\left(\frac{\partial^2 V(R)}{\partial x_j^2} = 2\sigma_j^2 > 0 \right)$, logo, x_j^* pode ser considerado como um ponto mínimo da equação (4.10). Dessa forma, tem-se o valor que minimiza a variância do retorno da combinação entre x_i e x_j^* .

Substituindo (4.11) em (4.10), e denotando $V(R)^*$ como a variância total do retorno da combinação entre a negociação no mercado spot e no mercado futuro, resulta-se em:

$$\begin{aligned}
V(R)^* &= x_i^2 \sigma_i^2 + \left(\frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma_j^2} \right)^2 \sigma_j^2 - 2x_i \left(\frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma_j^2} \right) \text{cov}_{ij} \\
V(R)^* &= x_i^2 \left(\sigma_i^2 - \frac{\text{cov}_{ij}^2}{\sigma_j^2} \right)
\end{aligned} \tag{4.12}$$

Assumindo que o coeficiente de correlação é definido como a razão entre a covariância das duas variáveis e suas variâncias, logo, $\rho = \frac{x_i \text{cov}_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$. Pré-multiplicando (4.12) por $\frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2}$, e substituindo ρ na equação, obtém-se:

$$\begin{aligned}
V(R)^* &= x_i^2 \left(\sigma_i^2 - \frac{\text{cov}_{ij}^2}{\sigma_j^2} \right) \cdot \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2} \Leftrightarrow V(R)^* = x_i^2 \sigma_i^2 \left(1 - \frac{\text{cov}_{ij}^2}{\sigma_i^2 \sigma_j^2} \right) \\
V(R)^* &= x_i^2 \sigma_i^2 (1 - \rho^2)
\end{aligned} \tag{4.13}$$

Johnson (1960) considera que a efetividade do *hedge* é mensurada por meio da razão entre variância do retorno da combinação entre mercado spot e mercado futuro, $V(R)^*$, e a variância da posição isolada no mercado spot, $x_i^2 \sigma_i^2$. Em outras palavras, efetividade é definida como a proporção do risco no mercado spot que é coberta pela posição no mercado futuro. Dessa forma, a efetividade é dada por:

$$\begin{aligned}
e &= \left(1 - \frac{V(R)^*}{x_i^2 \sigma_i^2} \right) \Leftrightarrow e = \left(1 - \frac{x_i^2 \sigma_i^2 (1 - \rho^2)}{x_i^2 \sigma_i^2} \right) \\
e &= \rho^2
\end{aligned} \tag{4.14}$$

Com isso, quanto maior for a correlação entre os mercados spot e futuro de determinado produto, maior será a efetividade do *hedge*.

Portanto, fica evidente que a teoria do *hedge* tem como base os fundamentos microeconômicos e medidas estatísticas, dispostas na Teoria do Portfolio de Markowitz (1952). Ademais, segundo Rodrigues e Alves (2010), pode-se afirmar que os estudos sobre razão ótima e efetividade seguiram a evolução dos métodos econométricos e de séries temporais, apesar de apresentarem uma certa defasagem.

4.3 REVISÃO DA LITERATURA

A discussão sobre efetividade e razão ótima do *hedge* é um tema de interesse tanto da academia, quanto dos agentes que lidam diretamente com o mercado. Por ser um dos maiores problemas enfrentados por firmas, agentes econômicos, principalmente, por comercializadores de commodities (MYERS; THOMPSON, 1989), a mitigação do risco de preços via mercado futuro tem ganhado espaço nos artigos sobre finanças (RODRIGUES; ALVES, 2010). Para o Brasil, a literatura empírica sobre o tema apresenta diversas nuances quanto ao método, produto, região e espaço temporal utilizado. De modo geral, os estudos podem ser divididos aqueles que se propõem a calcular a razão ótima de *hedge* estática, e os que estimam a razão ótima dinâmica.

Martins e Aguiar (2004) examinam a efetividade do *hedge* oferecido pelos contratos futuros de soja negociados na CBOT para os hedgers brasileiros que negociam a soja em grãos, no período entre 10/09/2000 e 10/03/2004. Os autores inovam ao estimar a efetividade para diferentes vencimentos, separando a série em períodos de quatro meses antes do vencimento do contrato. A justificativa para a adoção dessa metodologia é a diferença nos períodos de safra e entressafra do Brasil e dos Estados Unidos, o que, segundo os autores, poderia ser um fator de interferência na efetividade do *hedge*. Por meio do cálculo do coeficiente de correlação, é verificado que os picos na efetividade do *hedge* são registrados, exatamente, no período da entressafra americana, o que corrobora com a hipótese de que nesse período a safra brasileira afetaria mais as cotações.

Além disso, Martins e Aguiar (2004) consideram os preços spot em diferentes praças, de modo a incorporar o conceito de risco de base em sua análise ao estimar a efetividade para cada uma delas. A hipótese levantada pelos autores é de que as praças localizadas mais próximas aos portos de exportações teriam maior proteção, tendo em vista que o custo de transporte seria menor. Os coeficientes de correlação obtidos também permitem que essa hipótese seja aceita.

Raabe, Staduto e Shikida (2006) procuram obter a efetividade dos contratos futuros de Nova York, Londres e BM&F para o mercado de açúcar brasileiro. Os autores baseiam sua análise no modelo de Myers e Thompson (1989), utilizando as séries dos preços spot e futuro que compreendem o período entre janeiro de 2000 e setembro de 2003. As estimações obtidas apontaram a baixa efetividade para os contratos futuros de Nova York e Londres, bem como, uma efetividade de 66% para os contratos negociados na BM&F. A possível

explicação levantada pelos autores é a diferente especificação do açúcar negociado, pois são negociadas sacas de açúcar cristal no Brasil, enquanto nas demais bolsas são sacas de açúcar demerara.

Gonçalves et al (2007) estimam a razão ótima e efetividade do *hedge* para o Boi Gordo, negociados na região do noroeste do Paraná, utilizando os contratos futuros do produto transacionados na BM&F. Os autores também buscaram averiguar se os preços spot da região guardavam alguma relação de causalidade e de co-integração. Utilizando dados referentes ao período entre janeiro de 2001 e novembro de 2006, verificou-se uma relação de bicausalidade entre os preços, bem como, uma relação de longo prazo na trajetória das variáveis. Entretanto, os contratos futuros de Boi Gordo da BM&F ofereceram uma baixa efetividade para a região no período, estando estes resultados associados à baixa liquidez dos contratos (GONÇALVES et al, 2007).

O estudo de Tonin, Braga e Coelho (2009) teve como objetivo calcular a efetividade e razão ótima de *hedge* dos contratos futuros de milho para a região de Maringá, bem como, investigar a relação de causalidade e grau de integração entre os preços à vista e futuro da commodity. Por meio dos dados referentes a novembro de 1996 e janeiro de 2002, os autores verificaram a existência de bicausalidade entre as variáveis, bem como, uma relação de longo prazo, com razoável rapidez no ajuste após um choque. Todavia, baseado no modelo de Myers e Thompson (1989), o resultado obtido na pesquisa indicou uma efetividade de apenas 30% para a região, também sendo associada à baixa liquidez no mercado futuro de milho.

Oliveira Neto et al. (2010) compara a razão ótima e efetividade do *hedge*, para os contratos futuros de Boi Gordo, estimados por diferentes métodos econométricos, com a finalidade de identificar qual foi mais eficiente na minimização do risco. A amostra analisada se refere ao período entre janeiro de 1998 e agosto de 2006, por meio da qual foram estimados os modelos de MQO, segundo a abordagem de Myers e Thompson (1989), bem como, o modelo de vetores autoregressivos (VAR) e modelo de vetores com correção de erro (VEC). Os resultados do trabalho apontam que a razão ótima do *hedge* que leva em consideração a relação de longo prazo entre preços futuros e preços spot (Modelo VEC) foi a menor estimada, com uma efetividade razoável, em relação aos demais modelos. Com isso, a conclusão dos autores é de que essa metodologia foi a que apresentou o melhor desempenho para o mercado em questão.

Guerra et al. (2013) analisam a eficiência do *hedge* dos contratos futuros de soja, utilizando como base os preços spot da praça de Tupanciretã/RS, tendo em vista a

importância da comercialização do produto para a economia do município. Aplicando o modelo de Myers e Thompson (1989) às séries de preços spot e futuro, para o período entre setembro de 2004 e setembro de 2010, os autores verificaram que era necessário o comprometimento de 13,97% da produção em contratos futuros. No entanto, pelo fato do coeficiente de ajustamento do modelo ter sido de 22,44%, a razão ótima obtida foi considerada como pouco efetiva na redução do risco de preços. A conclusão da pesquisa é de que a baixa efetividade esteja associada à diferença de preços e padronização do produto negociado em Tupanciretã e, na praça de referência do contrato futuro - Paranaguá/PR.

No artigo de Silva e Maia (2016), a efetividade e razão ótima do *hedge* foi calculada para o mercado de etanol e açúcar, com vistas à utilização desse mecanismo de gerenciamento de risco para o mercado sucroalcooleiro nordestino. A base de dados utilizada para o mercado de açúcar compreende o período entre maio de 2005 e agosto de 2015 e, para o mercado de etanol, o período entre maio de 2005 e setembro de 2015. Como não eram mais negociados contratos futuros de açúcar na BM&F, os autores optaram por trabalhar com as cotações diárias dos contratos futuros negociados na Bolsa de Nova York. Por meio do teste de causalidade de Granger, foi verificado que apenas os preços futuros são relevantes para a previsão dos preços spot, caracterizando uma relação unilateral. Ademais, o teste de cointegração permitiu aceitar a hipótese de existência de uma relação de longo prazo entre eles. O modelo VEC estimado para o mercado de açúcar obteve uma razão ótima de 19,85%, relativamente baixa, mas com uma efetividade de 88%. No caso do etanol, o modelo de Myers e Thompson (1989) indicou uma razão ótima de apenas 9,5%, com uma efetividade de 19%.

Os trabalhos apresentados anteriormente se basearam na perspectiva do *hedge* estático. Pode-se perceber que a grande maioria utiliza o modelo de Myers e Thompson como base de sua análise. Quando verificada a literatura brasileira sobre *hedge* dinâmico, verifica-se uma grande quantidade de trabalhos que aplicam os modelos para o mercado cambial e do Índice Bovespa. São exemplo: Guillén (1996), Bueno e Alves (2001), Araújo et al. (2007), Dana (2008), os quais calculam o *hedge* cambial e, Monteiro e Bueno (2009), que estimam a efetividade dos contratos futuros do Índice Bovespa.

Para o mercado de commodities, tem-se o trabalho de Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006). O objetivo dos autores é comparar a razão ótima obtida pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários e o modelo GARCH-BEKK. A crítica apresentada aos modelos de *hedge* estático é de que os mesmos não levam em consideração as variações na volatilidade

do retorno, bem como, assumem que a covariância entre os mercados é constante. Aplicando os métodos às séries de preço spot e futuro da *commodity* boi gordo, no período entre janeiro de 2001 e outubro de 2004, os resultados indicaram que a razão ótima estática corresponde a 74% da posição do agente no mercado à vista, com uma efetividade de 73%. Quando comparada com o resultado do modelo GARCH-BEKK, verificou-se que, na maior parte do tempo, a razão ótima estática subestima a razão ótima dinâmica. Portanto, a principal conclusão dos autores é de que a razão ótima dinâmica é a mais realista e desejável para ser utilizada no processo de gerenciamento do risco no mercado em questão.

Nogueira (2013) expande a análise para as demais *commodities* negociadas na BM&F, além do boi gordo, que são: café, etanol, milho e soja. Além disso, a autora se propõe a investigar se existe diferencial na razão ótima obtida no período de safra e entressafra. A amostra do trabalho compreendeu o período entre maio de 2010 e junho de 2013. Ao estimar os modelos de regressão linear e GARCH-BEKK diagonal, verificou-se que as estimativas da razão ótima estática se assemelham à média da razão ótima dinâmica. Entretanto, segundo a autora, a utilização do segundo método continua a ser superior à primeira, por permitir o reposicionamento do *hedger* no mercado futuro diariamente, reduzindo o seu risco. Além disso, a efetividade do *hedge* dinâmico foi superior ao *hedge* estático para todos os produtos. Ademais, não foi constatada diferença na razão ótima calculada para os períodos de safra e entressafra.

Diante disso, o presente trabalho busca contribuir com a literatura empírica brasileira ao comparar os resultados do *hedge* estático e do *hedge* dinâmico, para as *commodities* negociadas na B³. Para tanto, os trabalhos de Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006), bem como, de Nogueira (2013), servirão como base para o desenvolvimento da presente pesquisa.

4.4 METODOLOGIA

Este capítulo está destinado à explanação da metodologia utilizada para o desenvolvimento do trabalho. Em resumo, serão consideradas duas abordagens para o cálculo da efetividade e razão ótima do hedge: o modelo estático, estimado pelo método de MQO, e o modelo dinâmico, obtido pelos modelos DCC e GARCH-BEKK. Portanto, trata-se de uma análise quantitativa da relação entre os preços *spot* e futuro das principais *commodities* brasileiras.

4.4.1 DADOS

Para o desenvolvimento da pesquisa foram utilizadas as cotações diárias do indicador de referência da ESALQ/B3 como preço *spot* obtidas por meio da base de dados do CEPEA. Para o preço futuro das *commodities*, foram coletados os preços de fechamento dos contratos futuros negociados na B3, coletados no site Investing.com. Em anexo, podem ser visualizadas as especificações particulares de cada contrato futuro. A amostra compreende o período entre janeiro de 2014 e setembro de 2018.

Vale ressaltar que, segundo Morettin e Tolo (2006), é preferível trabalhar com a série de retorno do ativo do que com os respectivos preços, tendo em vista que, em geral, eles não são auto-correlacionados, não apresentam sazonalidade, são livres de escala e apresentam estacionariedade. Com isso, admitindo a forma contínua dos retornos, tem-se que:

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (4.15)$$

onde, r_t é o retorno do preço, seja ele futuro ou *spot*, P_t é o preço corrente e, P_{t-1} é o preço do pregão anterior.

4.4.2 ANÁLISE DE VOLATILIDADE UNIVARIADA

Engle (1982), ao estudar a volatilidade da inflação norte-americana, introduziu a classe de modelos ARCH (*Autoregressive Conditional Heterocedasticity*). O autor verificou que ela aparece em grupos - denominados "*clusters*", bem como, períodos de grande variabilidade, seguidos por momentos de relativa tranquilidade. Além disso, seu comportamento depende de sua trajetória passada, daí o termo "condicional". Seu modelo surge como alternativa aos modelos econométricos tradicionais, os quais supõem que o termo de erro apresente variância constante ao longo do tempo (homocedasticidade), para que os parâmetros estimados sejam eficientes. Portanto, volatilidade consiste na variância condicional dos retornos, sendo uma variável não observada, a qual será modelada de acordo com as informações passadas.

O modelo ARCH(r) admite que os retornos são não-correlacionados serialmente, sendo representados por uma função não-linear na variância, podem ser descritos por um processo autoregressivo de ordem p - AR(p):

$$r_t = \varphi_0 + \varphi_1 r_{t-1} + \varphi_2 r_{t-2} + \cdots + \varphi_p r_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.16)$$

Além disso, conforme apresentado por Enders (1995), a variância condicional dependerá dos retornos passados na forma de uma função quadrática:

$$X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (4.17)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_r \varepsilon_{t-r}^2 + v_t \quad (4.18)$$

em que, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2 \mid F_{t-1})$, e F_{t-1} denota as informações até o período $t-1$. Engle (1982) coloca restrições aos parâmetros do modelo para que a volatilidade não apresente valores negativos, sendo elas: $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0$, $\forall i$, e $i = 1, 2, \dots, r$, características que o

diferenciam de um modelo $AR(p)$ puro. Tal propriedade implica que, se a volatilidade for grande no período anterior, tal comportamento será repassado para a volatilidade atual, caracterizando os *clusters*. Além disso, a restrição $\sum_{i=1}^r \alpha_i < 1$ significa que as raízes da polinomial $(1 - \sum_{i=1}^r \alpha_i L^i)$ devem estar fora do círculo unitário, para que a série seja estacionária (BUENO, 2008). Ela assume a forma de uma função quadrática dos termos de erro defasados, de modo que quando houver grandes variações nos preços, o seu valor será alto; sendo relativamente menor quando houver variações pequenas (GUJARATI, 2011).

Admitindo um modelo ARCH(1), tem-se as seguintes propriedades:

1. $E(X_t) = E\{E(X_t | F_{t-1}) = 0\};$
2. $Var(X_t) = E(X_t^2) = E\{E(X_t^2 | F_{t-1})\} = E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 E(\varepsilon_{t-1}^2)$

onde, o item 1 expressa a média condicional do termo de erro, a qual espera-se que seja igual a zero e, o item 2 expressa a sua variância condicional. Desta forma, o modelo ARCH busca modelar a variância do termo de erro do processo autoregressivo dos retornos, assumindo que seus valores estão condicionados ao seu comportamento no período $t-1$. Salienta-se que, de acordo com Morettin e Toloi (2006), quando se faz referência a X_t , supõe-se que a série é não-autocorrelacionada, ou ela representa o resíduo de um processo ARMA da série original (retornos).

Bollerslev (1986) estendeu o trabalho de Engle (1982) ao propor o modelo de heteroscedasticidade condicional generalizada - GARH (*Generalized ARCH*). Seu principal argumento era que um modelo ARMA(p,q) seria mais parcimonioso do que um AR(p) puro, no sentido de modelar a variância condicional com o menor número de parâmetros possíveis. Com isso, o autor sugere que a volatilidade dependerá tanto dos retornos passados, como de sua própria trajetória anterior. Dessa forma, tem-se que um modelo GARCH(r,s) é especificado da seguinte forma:

$$X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (4.19)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j h_{t-j} + v_t \quad (4.20)$$

em que, α_i capta a reação da volatilidade aos choques nos retornos e, β_j indica a persistência dos choques na volatilidade. Segundo Bueno (2008), apesar de parecer que serão estimados mais parâmetros que o modelo ARCH, $r_{ARCH} > r_{GARCH} + s_{GARCH}$.

A propriedade que garante que o modelo GARCH seja estacionário é de que $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_i) < q$, $q = \max(r, s)$, de modo que a série estimada esteja fora do círculo unitário (MORETTIN E TOLOI, 2006). Além disso, tal propriedade também permitirá aferir se os choques na volatilidade demoram a se dissipar. Bueno (2008) aponta que, por ser semelhante a um modelo ARMA $[\max(p, q), q]$, o processo de identificação da ordem dos modelos GARCH pode seguir a mesma metodologia sugerida por Box-Jenkins. Com isso, serão utilizadas as Funções de Autocorrelação (FAC) e Funções de Autocorrelação Parcial (FACP), bem como, a estatística de Ljung-Box (Q) e, os Critérios de Informação de Akaike, Schwarz, e Hannan-Quinn para tal processo.

De acordo com Bueno (2008), os modelos anteriores pressupõem que os choques na volatilidade são simétricos. Entretanto, geralmente, choques negativos nos retornos dos ativos geram aumentos na volatilidade relativamente maiores do que os choques positivos. Diante disso, Zakoian (1994) propôs o modelo TGARCH (*Threshold GARCH*), o qual pode ser descrito da seguinte forma:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k d_{(\varepsilon_{t-k} \leq 0)} |\varepsilon_{t-k}|^2$$

Onde, $d(\cdot)$ é uma variável binária, que assume valor igual a 1 quando o termo de erro atende à restrição entre parênteses; e γ_k é o parâmetro que indicará se a assimetria é positiva ou negativa. Nesse caso, quando o parâmetro for positivo, isto quer dizer que as notícias ruins aumentam com mais intensidade a volatilidade.

Segundo Morettin e Toloi (2006), os parâmetros dos modelos da classe ARCH deverão ser estimados pelo método da máxima verossimilhança condicional. Para isso, será necessário assumir uma hipótese acerca da verdadeira distribuição do termo de erro. Em geral, segundo Bueno (2008), assume-se que os ε_t sigam uma distribuição normal. De acordo com o autor, Hentschel (1995) sugere o uso da distribuição *t-Student*, por exemplo, tendo em vista a presença de leptocurtose na distribuição das séries. Entretanto, o autor ressalta que mesmo que a normalidade dos resíduos não seja verificada, deve-se entender o processo como uma estimação de uma quase-máxima-verossimilhança. Portanto, conforme demonstrado por Morettin e Toloi (2006), a log-verossimilhança condicionada às primeiras n observações é dada por:

$$\ell(\alpha, \beta | x_t) \propto -\frac{1}{2} \sum_{t=n+1}^N \ln(h_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=n+1}^N \frac{x_t^2}{h_t}$$

em que, $h_t = \sigma^2$ e, $\sigma^2 = \sum_{t=1}^T x_t^2 \setminus T$ são as variâncias iniciais do processo de otimização, as quais são necessárias para a estimação (BUENO, 2008). Desse modo, tem-se que as estimativas dos parâmetros são obtidas por meio de métodos de maximização de $\ell(\alpha, \beta | x_t)$.

4.4.3 MODELO DE HEDGE ESTÁTICO

Stein (1961) utiliza a mesma abordagem de Johnson (1960), entretanto, o autor estende sua análise para a determinação de um equilíbrio de mercado entre oferta e demanda no mercado spot, e oferta e demanda por contratos futuros. O modelo de hedge proposto por Ederington (1979) segue a mesma estrutura, diferenciando-se pelo fato de que a razão ótima é estimada pelo método de mínimos quadrados ordinários. A equação de estimação é dada por:

$$(s_t - s_{t-1}) = \gamma + \delta(f_t - f_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4.21)$$

Nessa forma convencional do modelo para estimação, o coeficiente angular δ denota a razão ótima de hedge. A efetividade do hedge, nessa abordagem, é obtida por meio do coeficiente de determinação do modelo, R^2 .

Myers e Thompson (1989) afirmam que essa abordagem não é a mais adequada para obter a razão ótima de hedge. Segundo os autores, a forma convencional requer um modelo de equilíbrio de mercado para determinação da relação entre preços spot e futuro, que leve em consideração o comportamento de todos os participantes do mercado. Além disso, os modelos assumem, claramente, a variância e a covariância condicional dos mercados. Os autores afirmam que essa suposição não é razoável, pois os agentes tendem a considerar em suas decisões as informações existentes até o período anterior ($t-1$).

Diante disso, Myers e Thompson (1989) propõem um modelo regressivo generalizado para estimação da razão ótima de hedge, como uma alternativa para corrigir os problemas apontados no modelo convencional. As equações de estimação apresentadas pelos autores são:

$$p_t = \gamma + \delta f_t + \sum_{i=1}^q \alpha_i p_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{q+j} f_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.22)$$

$$\Delta p_t = \gamma + \delta \Delta f_t + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{q+j} \Delta f_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.23)$$

onde, p passa a denotar o preço spot; e, Δp e Δf representam as variações no mercado spot e futuro, respectivamente. A equação (4.18) é utilizada para a estimação com as variáveis em nível, quando verificada a estacionariedade em suas séries. Caso exista a presença de raiz unitária em suas trajetórias, a estimação deve ser efetuada em primeira diferença, conforme apresentado na equação (4.23).

Nessa forma, a razão ótima do hedge passa a ser estimada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários, sendo representada pelo coeficiente angular δ . A efetividade do hedge, nessa abordagem, é obtida por meio do coeficiente de determinação do modelo, R^2 .

4.4.4 MODELO DE HEDGE DINÂMICO

Para o cálculo da razão ótima dinâmica, bem como, de sua efetividade, será utilizado, inicialmente, o modelo de Correlação Condicional Dinâmica – DCC (*Dinamic Conditional Correlation*). De acordo com Bauwens et al. (2006), esse modelo foi proposto por Tse e Tsui (2002) e Engle (2002), como uma alternativa aos modelos de Correlação Condicional Constante – CCC, de modo a tornar a análise mais realística. Seguindo a abordagem de Engle (2002), tem-se que o modelo DCC é definido como:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (4.24)$$

em que, D_t é uma matriz diagonal $N \times N$, com as covariâncias condicionais ao longo de sua diagonal ($D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2})$). R_t é a matriz das correlações condicionais, a qual é especificada da seguinte forma:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (4.25)$$

onde, Q_t^* é a matriz diagonal dos desvios-padrão padronizados ($Q_t^* = \text{diag}(q_{11,t}^{1/2}, \dots, q_{NN,t}^{1/2})$), e, Q_t é escrita como uma equação do modelo GARCH, a qual é transformada, posteriormente, em uma matriz de correlação (BAUWENS et al., 2006). Nesse caso, tem-se que:

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{h=1}^H \beta_h) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m \epsilon_{t-m} \epsilon'_{t-m} + \sum_{h=1}^H \beta_h Q_{t-h} \quad (4.26)$$

em que, \bar{Q} é a covariância incondicional dos resíduos padronizados, e os parâmetros α_m e β_h são escalares positivos, de modo a garantir que a matriz de covariância seja positiva para todo t (BUENO, 2008).

De acordo com Bauwens et al. (2006), o modelo DCC é estimado consistentemente em duas etapas: na primeira, estima-se os modelos individualmente em uma estrutura do modelo GARCH e, na segunda, é estimada a correlação dinâmica a partir dos resíduos padronizados da etapa anterior (BUENO, 2008). Vale ressaltar que, nesse modelo, os parâmetros da razão ótima do hedge serão dados pelo coeficiente de correlação dinâmico estimado.

Engle e Kroner (1995) propuseram o modelo GARCH-BEKK como uma alternativa aos demais modelos de volatilidade multivariada, que garantisse que matriz de covariância fosse positiva semidefinida para cada t , seguindo uma formulação mais parcimoniosa. De acordo com os autores, considerando H_t como a matriz de covariância condicional, e $\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t$ o modelo BEKK (p,q,k) é definido como:

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^q A'_i \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A_i + \sum_{j=1}^p B'_j H_{t-j} B_j \quad (4.27)$$

onde, C, A e B são matrizes de ordem $K \times K$, sendo $K=2$ por se tratar de um modelo bivariado; C é uma matriz triangular superior; p e q são as ordens do modelo, e k, o número de variáveis, A é a matriz dos parâmetros a_{ij} , e B é a matriz dos parâmetros b_{ij} . A análise de transmissão de informações do mercado spot para o mercado futuro consiste no teste da hipótese de que os parâmetros $a_{12}=b_{12}=0$. O mesmo pode ser testado no sentido contrário por meio dos parâmetros a_{21} e b_{21} .

De acordo com Engle e Kroner (1995), a estimação dos parâmetros se dá pelo método da máxima verossimilhança, admitindo a hipótese de erros gaussianos. Para o modelo BEKK, a razão ótima do hedge é dada pela razão entre a covariância condicional entre os mercados pela variância condicional do mercado futuro, dadas as informações até o período $t-1$.

1.4.5 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER E TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Será utilizado o teste de causalidade de Granger (1969) com o intuito de definir uma ordem de causalidade entre os preços *spot* e futuro. O teste tem como hipótese de que, se o preço *spot* melhora a previsão do preço futuro, logo, tem-se que *spot* causa futuro no sentido de Granger, de modo que:

$$S_t = \sum \alpha_i S_{t-i} + \sum b_i F_{t-i} + \mu_{1t} \quad (4.28)$$

$$F_t = \sum c_i F_{t-i} + \sum d_i S_{t-i} + \mu_{2t} \quad (4.29)$$

em que, S_t denota os preços *spot*, e F_t são os preços futuros.

Para verificar a estabilidade das séries foi utilizado, inicialmente, o teste de Dickey-Fuller Ampliado – ADF (1981). De acordo com Bueno (2008), o teste considera que as variáveis seguem um passeio aleatório, bem como, sejam geradas por um processo autoregressivo de ordem p . Tal suposição representa uma evolução em relação ao teste de Dickey-Fuller (1979), o qual assume que o termo de erro seja ruído branco. Com isso, as defasagens da série consistem em uma medida de correção para o teste de raiz unitária. Segundo Bueno (2008), o teste de ADF pode assumir as seguintes especificações:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (4.30)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (4.31)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (4.32)$$

em que, μ representa o intercepto (ou deslocamento), e t é a tendência. O teste descrito na equação (4.30) assume que a série é um passeio aleatório puro. Na equação (4.31), é inserido o intercepto, de modo que a hipótese a ser testada é a presença de raiz unitária com deslocamento. A especificação apresentada na equação (4.32) é utilizada para testar a presença de raiz unitária com deslocamento, em torno de uma tendência, a qual será utilizada no trabalho. A hipótese nula do teste consiste em verificar se o módulo da estatística t de

Tau do parâmetro α é inferior ao módulo do t de Tau crítico, indicando presença de raiz unitária.

Phillips e Perron (1988) sugeriram uma correção não-paramétrica ao teste de Dickey-Fuller. Conforme Bueno (2008), os autores propuseram um teste que tornou desnecessária a especificação de um processo autoregressivo para corrigir o problema da correlação serial dos resíduos. Diante disso, a estatística do teste de Phillips-Perron é dada por:

$$\hat{Z}_{t,\mu} = \hat{t}_{\mu} \left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{v}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{v} \sqrt{T^{-2} \sum_{i=1}^T y_{t-1}^2}} \right) \quad (4.33)$$

em que, \hat{t}_{μ} é a estatística de Dickey-Fuller, $\hat{\sigma}^2$ representa a variância populacional da regressão e, \hat{v}^2 é a variância de longo prazo. A hipótese nula do teste segue a mesma lógica do teste de Dickey-Fuler Ampliado.

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), verificaram que os testes anteriores não conseguiam rejeitar a hipótese nula é uma infinidade de séries econômicas. Segundo Bueno (2008), os autores sugeriram o teste KPSS, o qual é especificado da seguinte forma:

$$KPSS = \sum_{i=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{v}^2} \quad (4.34)$$

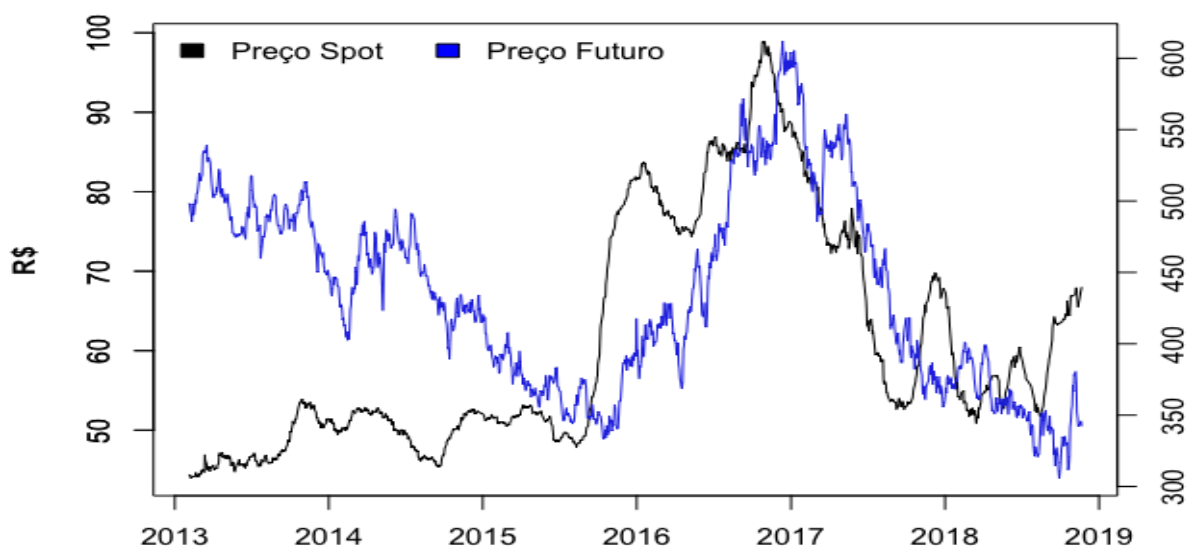
onde, S_t^2 representa o quadrado da soma parcial dos resíduos do processo gerador dos dados, e \hat{v}^2 é a variância de longo prazo. A hipótese nula do teste é $H_0: y_t \sim I(0)$. Segundo Bueno (2008), a ideia é testar a variância do passeio aleatório, de modo que, se ela for nula, a série é considerada estacionária.

4.5 RESULTADOS

4.5.1 AÇÚCAR

Para o mercado de açúcar, a análise será realizada utilizando os preços futuros de Londres como *proxy*, para o cálculo da razão ótima e efetividade, pois não são negociados contratos futuros de açúcar cristal na B³. Na Figura 4-2, é possível visualizar que, apesar de estarem cotados em moedas diferentes, bem como, serem negociadas em países diferentes, as trajetórias dos preços à vista e futuro seguem trajetória semelhante a partir de meados de 2016. Entretanto, não é verificada tamanha semelhança e convergência dos preços como no mercado de etanol.

FIGURA 4-2 - Séries de preços spot e futuro do açúcar (jan/2013-set/2018)

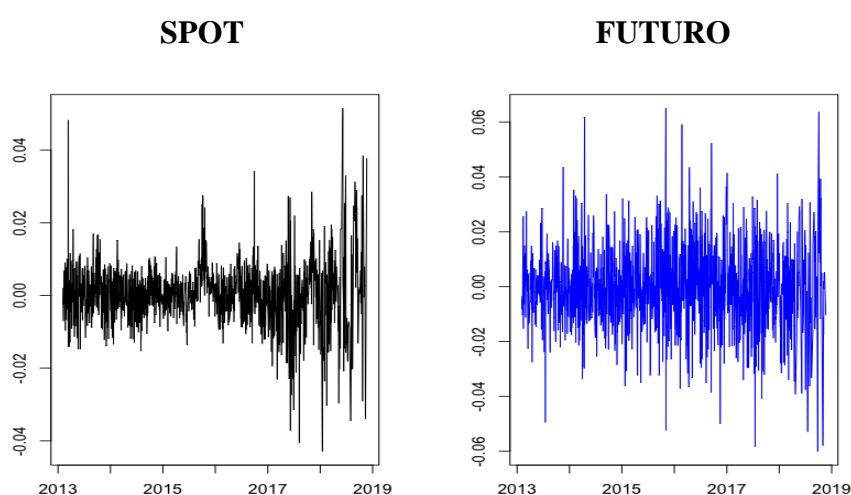


Fonte: Elaboração própria

O movimento de alta observado entre meados de 2015 e final de 2016 corresponde ao período em que houve redução da oferta mundial de açúcar. A escassez do produto em escala mundial se deu pelos efeitos climáticos adversos do fenômeno El Niño sobre as

lavouras dos principais países produtores de açúcar, como Índia e Tailândia⁶. No mercado interno, além dos fatores climáticos, a produção declinou devido à maior demanda pelo etanol resultante dos reajustes no preço da gasolina, o que direcionou maior parte da produção de cana-de-açúcar para o biocombustível. Nas safras seguintes, a produção recorde de açúcar no Brasil e na Índia reverteram a tendência de alta dos preços, para uma queda acentuada.

FIGURA 4-3 – Séries de retornos *spot* e futuro (Açúcar)



Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 4-3, encontram-se as séries de retornos do mercado de açúcar. Os retornos *spot* apresentam indícios de alta persistência dos choques na volatilidade. Por meio dos modelos de volatilidade⁷, tal hipótese é confirmada, indicando que, de fato, os efeitos de uma surpresa nesse mercado tendem a demorar a se dissiparem. O mesmo foi verificado no mercado futuro. Os parâmetros γ do modelo TGARCH rejeitaram a hipótese de presença de

⁶ Para visualizar os principais produtores mundiais de açúcar, ver figura A1, no apêndice A.

⁷ As tabelas com os parâmetros dos modelos GARCH e TGARCH encontram-se no Apêndice A.

assimetria na volatilidade em ambos os mercados. Portanto, os choques positivos tendem a impactar a volatilidade na mesma intensidade que os choques negativos.

Por se tratar de mercados de países diferentes para um mesmo produto, a análise de causalidade e transmissão de preços se faz necessária para o caso do açúcar. Na Tabela 4-1, encontram-se os resultados obtidos por meio do teste de causalidade de Granger.

TABELA 4-1 - Teste de Causalidade de Granger (Açúcar)

Hipótese-Nula	Estatística	p-valor
Futuro não causa <i>Spot</i>	1.52	0.2066
<i>Spot</i> não causa Futuro	0.46	0.7121

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da tabela 4-1 indicam que não há causalidade dos preços futuros pelos preços spot no sentido de Granger. Isso é verificado no sentido inverso. Portanto, a indicação é de que não há repasse de informações dos preços futuros cotados em Londres, bolsa considerada como referência em precificação do açúcar, para o mercado interno.

Apesar de não ser verificada a causalidade por meio do teste de Granger, foram estimados os modelos de razão ótima e efetividade para o mercado de açúcar. Anteriormente à estimação, foram efetuados os testes de raiz unitária para as séries em nível (preços) e na primeira diferença do logaritmo (retornos).

TABELA 4-2 – Testes de Raiz Unitária (Açúcar)

		ADF		KPSS		PP	
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Nível	Spot	-1.6080	0.1081	1.8542	0.0000	-2.4269	0.9564
	Futuro	-1.7970	0.0725	1.2981	0.0000	-6.4937	0.7475
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
1ª dif.	Spot	-10.6500	0.0000	0.1398	0.0615	-1,619.0000	0.0000
	Futuro	-25.4960	0.0000	0.0804	0.1000	-1,222.9000	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a tabela 4-2, as variáveis em nível foram consideradas como não estacionárias pelos testes de raiz unitária, recusando a hipótese de estabilidade em suas trajetórias. Quanto à primeira diferença do logaritmo dos preços, todos os testes indicaram que não há a presença de raiz unitária. Dada a estabilidade verificada nos retornos, optou-se por estimar os modelos de efetividade e razão ótima com essas séries. A versão estática está apresentada na equação a seguir:

$$AçúcarSpot_t = 0.0003474 + 0.0803AçúcarFut_t \quad R^2 \quad d-Durbin \quad JB$$

(1.49)	(5.04)	0.0191	1.7878	67.9388
--------	--------	--------	--------	---------

O coeficiente angular da regressão, correspondente à razão ótima, indica que aproximadamente 8% da produção de açúcar deve estar comprometida em uma operação de hedge com contratos futuros. Efetivamente, essa operação cobre apenas 1,91% do risco ao qual o produtor de açúcar estaria exposto. Essas estimativas estão comprometidas pela presença de heteroscedasticidade, autocorrelação e não normalidade dos resíduos, apesar dos parâmetros não aceitarem a hipótese nula de serem iguais a zero. Além disso, o modelo estimado por MQO admite que a variância e covariância das séries são constantes ao longo do tempo, o que não é verificado na realidade. Portanto, recorreu-se ao modelo dinâmico de hedge para calcular a série de razão ótima.

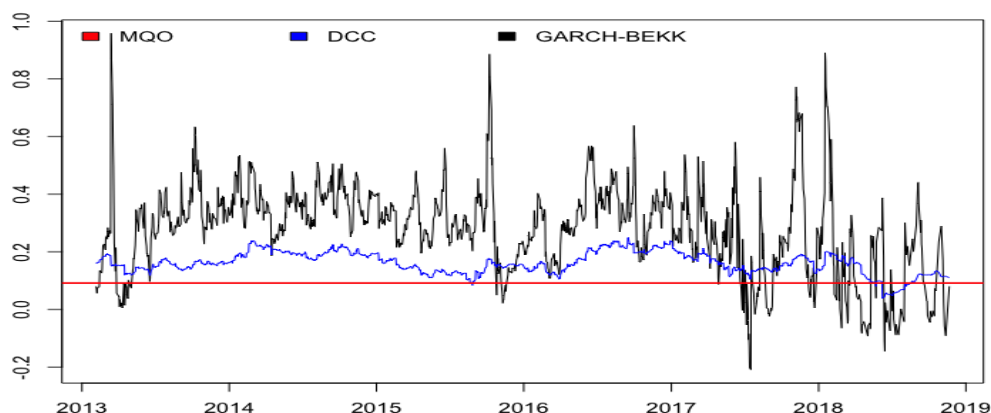
TABELA 4-3 - Parâmetros dos modelos de *hedge* dinâmico (Açúcar)

DCC			GARCH-BEKK		
Parâmetros	Estimativas	t-Student	Parâmetros	Estimativas	p-valor
c11	0.005827	1.5526	c11	0.001705	0.0000
c22	0.035282	1.6860	c12	0.002224	0.3316
a11	0.084869	3.6322	c22	0.002901	0.1164
dcc a	0.006297	0.7364	a11	0.366774	0.0000
a22	0.036913	1.4303	a12	0.015446	0.3635
b11	0.912230	76.8142	a21	0.147992	0.1703
dcc b	0.979851	30.2946	a22	0.148182	0.0000
b22	0.947931	45.8614	b11	0.911588	0.0000
			b12	-0.082360	0.1825
			b21	-0.006587	0.6759
			b22	0.957482	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

O modelo DCC indicou, por meio do parâmetro DCC β , na tabela 4-3, que há transmissão de informações entre os mercados, dado o comportamento passado da volatilidade nos mercados. Como o parâmetro DCC α foi estatisticamente igual a zero, não há efeitos de choques aleatórios defasados na correlação condicional do modelo. Os parâmetros do modelo GARCH-BEKK, por sua vez, que correspondem à análise de transmissão de preços não foram estatisticamente significativos a um nível de confiança de 5%. Dessa forma, tem-se a confirmação de que não há transmissão de informações do mercado futuro de Londres para o mercado spot brasileiro. A razão ótima dinâmica resultante dos modelos encontra-se na figura abaixo.

FIGURA 4-4 - Razão ótima dinâmica x razão ótima estática (Açúcar)



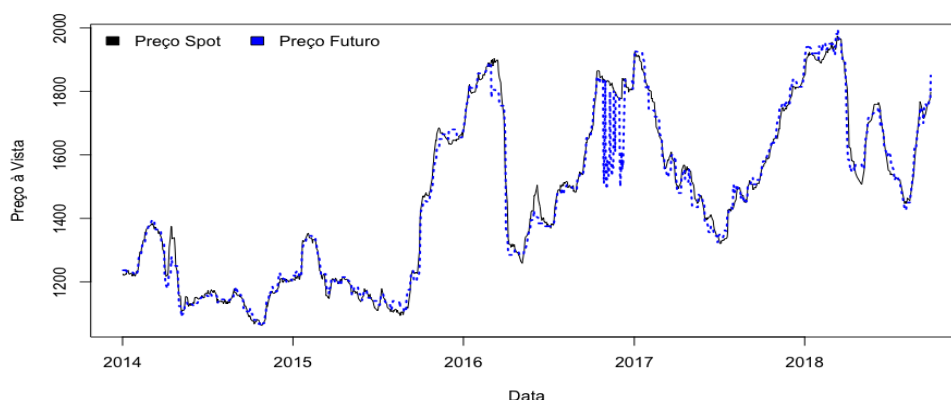
Fonte: Elaboração própria.

Por meio da figura 4-4, observa-se que a razão ótima obtida pelo método de MQO subestima em grande parte do tempo a razão ótima estimada pelos modelos DCC e GARCH-BEKK. Comparando a efetividade, tem-se que os modelos DCC apresentaram, em média, uma maior cobertura do risco (61,72%), seguido pelo modelo GARCH-BEKK (32,47%) e MQO (1,91%). Portanto, verifica-se que os modelos dinâmicos são mais eficientes para auxiliar nas operações de hedge efetuadas pelos produtores/processadores de açúcar, tendo em vista que eles captam as mudanças na volatilidade, bem como, na correlação entre os mercados *spot* e futuro do produto.

4.5.2 ETANOL

Atualmente, o Brasil é o segundo maior produtor de etanol do mundo. Seu principal concorrente é o etanol de milho dos EUA, que lidera a produção mundial. Entretanto, seus preços *spot* e futuro tendem a variar de acordo com as condições internas da economia brasileira. Na Figura 4-5, percebe-se que ambos os preços oscilam significativamente em um período inferior a 5 anos, oscilando entre, aproximadamente, R\$ 1.000,00/m³ e R\$ 2.000,00/m³. No período entre 2015 e 2016, com a demanda pelo biocombustível aquecida e a oferta restrita devido a problemas climáticos nos principais estados produtores, os preços seguiram tendência altista. Entretanto, com o retorno das condições favoráveis à moagem no Estado de São Paulo no início de 2016, os preços voltaram a recuar.

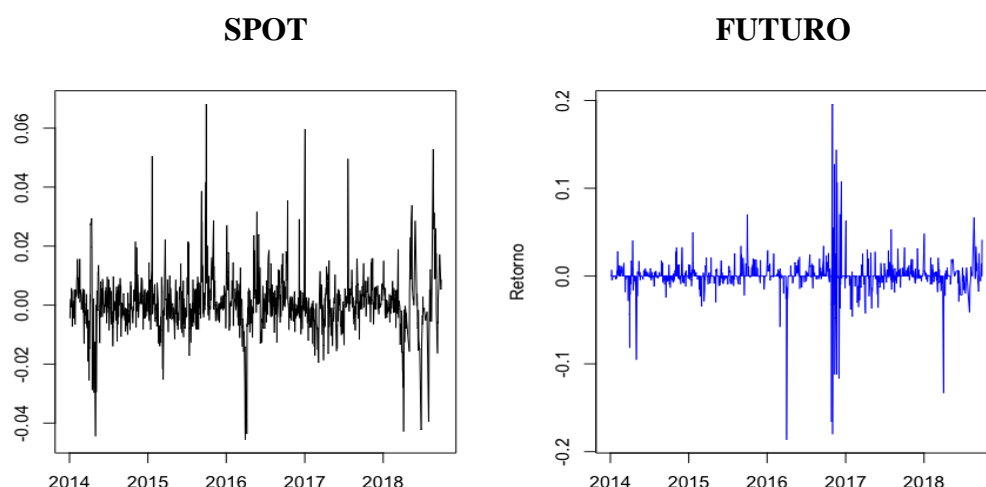
FIGURA 4-5 – Séries de preços spot e futuro do etanol em R\$/m³ (jan/2014-set/2018)



Fonte: Elaboração própria.

Pela figura 4-5, também é possível visualizar que ambos os preços seguem a mesma trajetória dos preços à vista, apresentando alguns descolamentos em momentos específicos, sendo o mais notável nos meses finais de 2016. A justificativa para essa oscilação nos preços futuros está associada ao anúncio do programa Renova Bio, que anunciou a meta de aumentar em 20 bilhões de litros a produção anual⁸ de etanol, como meio para dobrar sua produção até 2030. Tal medida governamental afetou as expectativas dos agentes, os quais passaram a negociar os contratos futuros com preços mais baixos, mediante ao aumento da oferta do produto. Todavia, esse comportamento foi passageiro, pois os preços futuros retornaram ao patamar dos preços spot.

FIGURA 4-6 – Séries de retornos *spot* e futuro (Etanol)



Fonte: Elaboração própria.

Observando os retornos do mercado *spot* e do mercado futuro de etanol, dispostos na figura 4-6, é possível perceber que ambos apresentam reação aos choques na volatilidade, com baixa persistência de seus efeitos. Quando analisados os parâmetros dos modelos GARCH e TGARCH, tal hipótese é confirmada, tendo em vista, que os α 's apresentaram-se acima de 0,20, enquanto os β 's foram menores que 0,80. Em relação à assimetria, os

⁸ Para visualizar a produção anual mundial, verificar figura A2, no apêndice A.

parâmetros γ foram estatisticamente iguais a zero, indicando a ausência do efeito “alavancagem”.

TABELA 4-4 – Teste de Causalidade de Granger (Etanol)

Hipótese-Nula	Estatística	p-valor
Futuro não causa <i>Spot</i>	9.74	0.0000
<i>Spot</i> não causa Futuro	73.26	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Na tabela 4-4, verifica-se a presença de bicausalidade no sentido de Granger entre os preços spot e futuro, a um nível de significância estatística de 5%. Com isso, tem-se que os preços à vista têm efeito sobre a formação dos preços futuros, bem como, os preços futuros servem como base para a precificação do produto no mercado à vista.

TABELA 4-5 – Testes de Raiz Unitária (Etanol)

ADF			KPSS		PP	
	Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Spot	-3,0770	0,0022	0,4673	0,0000	-11,3490	0,4767
Nível Futuro	-3,0330	0,0025	0,3861	0,0000	-16,9260	0,1656
	Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Spot	-12,7430	0,0000	0,0482	0,1000	-819,1200	0,0000
1ª dif. Futuro	-12,1950	0,0000	0,0360	0,1000	-1.335,5000	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Conforme exposto na tabela 4-5, verifica-se que, a um nível de significância estatística de 5%, as séries de preços spot e futuro apresentam raiz unitária, com exceção do teste de Dickey-Fuller Ampliado. Os testes rejeitaram a hipótese de raiz unitária para os retornos, o que indica a estabilidade em sua trajetória. O fato de os preços não apresentarem uma trajetória estável pode comprometer as estimativas da razão ótima por MQO ao utilizá-las. Portanto, os modelos de razão ótima e efetividade para o mercado de etanol serão estimados utilizando os retornos.

O primeiro modelo estimado foi obtido por meio do método de MQO, disposto na equação abaixo:

$$EtanolSpot_t = 0.0002 + 0.1375EtanolFuturo_t \quad R^2 \quad d-Durbin \quad JB$$

(1.04) (9.28) 0.0718 2.3011 2381.89

As estimativas obtidas indicam que o produtor de etanol deve comprometer 13,75% de sua produção em contratos futuros, de modo a minimizar ao máximo o risco das oscilações de preços. De acordo com o coeficiente de ajustamento do modelo, o R^2 , essa razão cobriu efetivamente o risco em 7,18%. Essas estimativas estão comprometidas pela presença de heteroscedasticidade e não normalidade dos resíduos. Para contornar esse problema, utilizou-se os modelos DCC e GARCH-BEKK para estimar a razão ótima dinâmica, tendo em vista que o modelo capta tanto a volatilidade quanto a correlação dinâmica entre as séries.

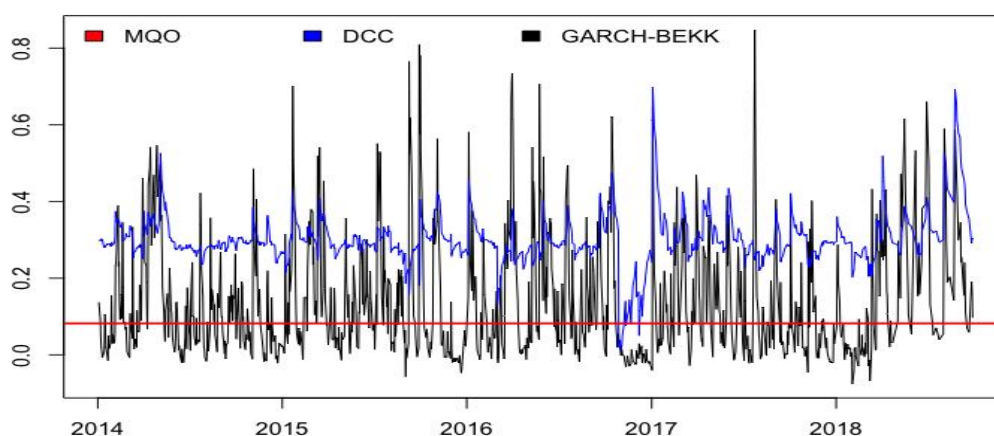
A Tabela 4-6 apresenta os parâmetros estimados para os modelos DCC e GARCH-BEKK utilizando os retornos spot e futuro do etanol. Os parâmetros do modelo DCC α e β indicam que há transmissão de volatilidade nos mercados futuro e *spot* do etanol no período em questão, resultado corroborado pelos parâmetros do modelo GARCH-BEKK. Neste último, é possível identificar a ordem de transmissão dos preços, sendo verificado que há transmissão apenas do mercado futuro para o mercado spot, tendo em vista que os parâmetros que indicam a transmissão no sentido contrário foram estatisticamente iguais a zero. Com isso, a hipótese de bicausalidade entre os mercados não foi aceita por meio do modelo GARCH-BEKK.

TABELA 4-6 - Parâmetros dos modelos de *hedge* dinâmico (Etanol)

DCC			GARCH-BEKK		
Parâmetros	Estimativas	t-Student	Parâmetros	Estimativas	p-valor
c11	0.000030	3.3353	c11	0.006125	0.0000
			c12	0.001200	0.0627
c22	0.000050	0.0005	c22	0.003652	0.0000
a11	0.521986	5.5393	a11	0.527343	0.0000
dcc a	0.039419	2.3316	a12	0.015783	0.1806
			a21	0.500000	0.0000
a22	0.209742	6515.1599	a22	0.257918	0.0000
b11	0.242594	1.2399	b11	0.606934	0.0000
dcc b	0.793453	3.6851	b12	-0.010119	0.4934
			b21	-0.168236	0.0109
b22	0.648120	3.6073	b22	0.901740	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

Na figura 4-7, estão as séries das razões ótimas dinâmicas e estáticas. É possível verificar que, para o etanol, a razão ótima do modelo DCC apresenta comportamento similar, porém mais suavizado em relação à razão ótima do GARCH-BEKK. Em comparação com a razão ótima estática, as dinâmicas superam seu valor na maior parte do tempo. Pelo modelo DCC, em média o produtor deveria comprometer 29,98% de sua produção física em contratos futuros, contra 13,65% pelo GARCH-BEKK e, 13,75% pelo MQO.

FIGURA 4-7 – Razão ótima dinâmica x razão ótima estática (Etanol)

Fonte: Elaboração própria.

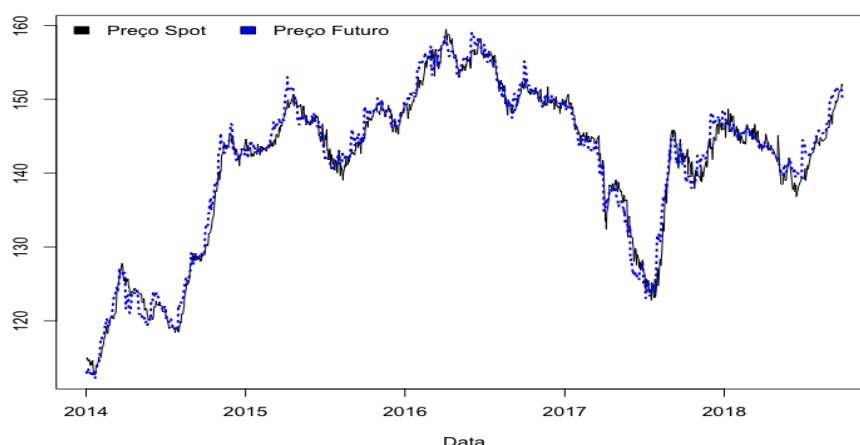
Em termos de efetividade, nesse mercado, o modelo GARCH-BEKK foi o que apresentou, em média, maior eficiência na cobertura do risco (67,98%), seguido pelo DCC

(53,27%) e MQO (7,18%). Tais resultados podem ser justificados pelo fato de que a razão ótima dinâmica permite o reposicionamento do agente no mercado futuro diariamente, de acordo com as mudanças na volatilidade e correlação entre os mercados (NOGUEIRA, 2013). Portanto, ressalta-se a importância do uso dos modelos dinâmicos de hedge para o cálculo do número de contratos ótimo, em busca de reduzir ao máximo o risco de mercado que os produtores do setor sucroalcooleiro estão expostos.

4.5.3 BOI GORDO

O Brasil é o maior produtor internacional de boi gordo, superando a produção indiana desde o início dos anos 2000 (FAO, 2017)⁹. Até 2015, o inventário brasileiro era responsável por 14,43% da produção mundial, totalizando cerca de 212 milhões de cabeças, seguido da Índia, com 189 milhões, Estado Unidos e China, com, aproximadamente, 90 milhões (FAOSTAT, 2015). Os preços do produto são, em geral, determinados por fatores relacionado ao mercado interno, tendo em vista que apenas 20% de sua produção é destinada ao mercado externo (CEPEA, 2018). Na Figura 4-8 é possível observar os movimentos dos preços tanto no mercado à vista, como no mercado futuro.

FIGURA 4-8 – Séries de preços *spot* e futuro do boi gordo em R\$/arroba líquida (jan/2014-set/2018)



Fonte: Elaboração própria.

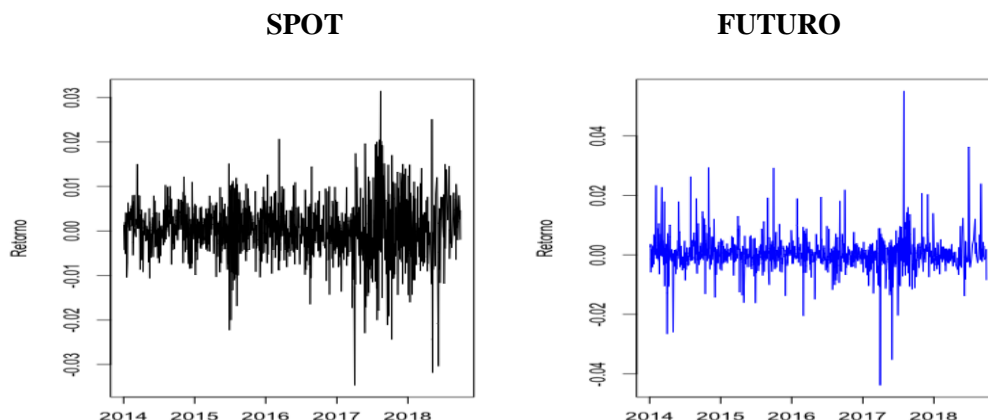
⁹ Ver Figura A3, no Apêndice A.

No início da série, de 2014 até meados de 2016, é possível observar uma tendência de alta dos preços da *commodity*. Esse período foi marcado pela baixa oferta do animal, resultante do período de seca que perdurava desde 2013, atingindo as principais regiões produtoras do país. Além de prejudicar o pasto, a seca também afetou a produção e o desenvolvimento de bezerros – insumo básico da produção (CEPEA, 2014).

Outro fator que contribuiu para a alta dos preços no período, foi o bom desempenho das exportações brasileiras, mediante a reabertura do mercado chinês, bem como, o embargo russo às importações proveniente da União Europeia, Austrália e Estados Unidos. Com isso, houve uma redução ainda maior do volume disponível no mercado interno, favorecendo a alta das cotações (CEPEA, 2015).

Com o aumento dos preços, a oferta de bezerros se recuperou no ano seguinte, o que favoreceu o aumento da oferta do boi gordo a partir de 2016. Todavia, a demanda interna sofreu redução significativa no período, como efeito da recessão econômica, sendo acentuada pela Operação Carne Fraca, deflagrada pela Polícia Federal. Com uma oferta relativamente maior que a demanda, tanto por compradores nacionais, quanto estrangeiros, os preços seguiram uma tendência de queda. A recuperação verificada no último quadrimestre de 2017 se deu pelo atendimento às demandas mais urgentes, as quais foram efetuadas a preços bem mais elevados que o normal (CEPEA, 2017).

No período analisado, é possível observar que os preços oscilaram entre R\$ 112,00 e R\$ 159,50/arroba líquida. De janeiro a junho de 2017, os preços saíram do patamar de R\$150,00 para aproximadamente R\$125,00/arroba líquida. Tais movimentos, mostram o grau de incerteza que os produtores de boi gordo enfrentam no setor, mediante a imprevisibilidade dos preços a serem praticados.

FIGURA 4-9 – Séries de retornos *spot* e futuro (Boi Gordo)

Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 4-9, encontram-se os retornos do mercado de boi gordo. Observando apenas os gráficos, espera-se uma maior persistência no mercado *spot*, quando comparado ao mercado futuro. Quando estimados os modelos GARCH, os parâmetros α e β não indicaram tal resultado, de modo que, a soma $\alpha + \beta$ foi igual a 0,9664 para os retornos *spot* e, de 0,9780 para os retornos futuros. Entretanto, a soma dos parâmetros resultantes do modelo TGARCH contradizem, e indicam, de fato, maior persistência no mercado à vista. Em relação à assimetria, o parâmetro γ não foi estatisticamente significativo em nenhum dos casos.

TABELA 4-7 – Teste de Causalidade de Granger (Preços de Boi Gordo)

Hipótese-Nula	Estatística	p-valor
Futuro não Granger-causa Spot	66.63	0.0000
Spot não Granger-causa Futuro	1.69	0.1679

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 4-7, o resultado do teste de causalidade de Granger indica que apenas os preços futuros causam o preço *spot*, sem a verificação de causalidade no sentido contrário. Com isso, tem-se que, mesmo com a maior instabilidade verificada no mercado à vista de boi gordo, são as expectativas dos agentes quanto aos preços a serem praticado no futuro formam os seus preços.

Os resultados dos testes de raiz unitária, tanto para as séries de preços (em nível), quanto para as séries de retornos (1ª diferença), encontram-se na tabela a seguir:

TABELA 4-8 – Testes de Raiz Unitária (Boi Gordo)

		ADF		KPSS		PP	
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Nível	Spot	-1,9753	0,0485	2,4103	0,0000	-5,2185	0,8186
	Futuro	-2,1590	0,0310	2,3859	0,0000	-5,5265	0,8015
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
1ª dif.	Spot	-12,5250	0,0000	0,1396	0,0619	-1.457,0000	0,0000
	Futuro	-23,6370	0,0000	0,1382	0,0644	-1.082,3000	0,0000

Fonte: Elaboração própria

Conforme os resultados dispostos na tabela 4-8, tem-se que, apenas para os retornos, os testes de Dickey-Fuller Ampliado e Phillips-Perron indicaram a rejeição da hipótese-nula de presença de raiz unitária. No caso do teste de KPSS, foi aceita a hipótese-nula de estabilidade da série, a um nível de significância estatística de 10%. Com isso, foi verificada a estabilidade nas séries de retorno, sendo preferível estimar os modelos de *hedge* por meio delas.

$$BoiGordoSpot_t = 0.0002 + 0.3176BoiGordoFut_t \quad R^2 \quad d\text{-Durbin} \quad JB$$

(0.94) (10.01) 0.0824 2.507 460.57

Os parâmetros do modelo de *hedge* estático, demonstrados na equação acima, indicam que um produtor de boi gordo deve comprometer 31,76% de sua produção no mercado à vista em contratos futuros, para se proteger ao máximo das variações de preços, considerando o comportamento médio dos retornos no período. Por esse modelo, o produtor mitigaria efetivamente 8,24% do seu risco, sendo uma baixa efetividade. Apesar de não apresentarem autocorrelação, os resíduos da estimação são heteroscedásticos e não têm distribuição normal, o que compromete a eficiência dos parâmetros estimados.

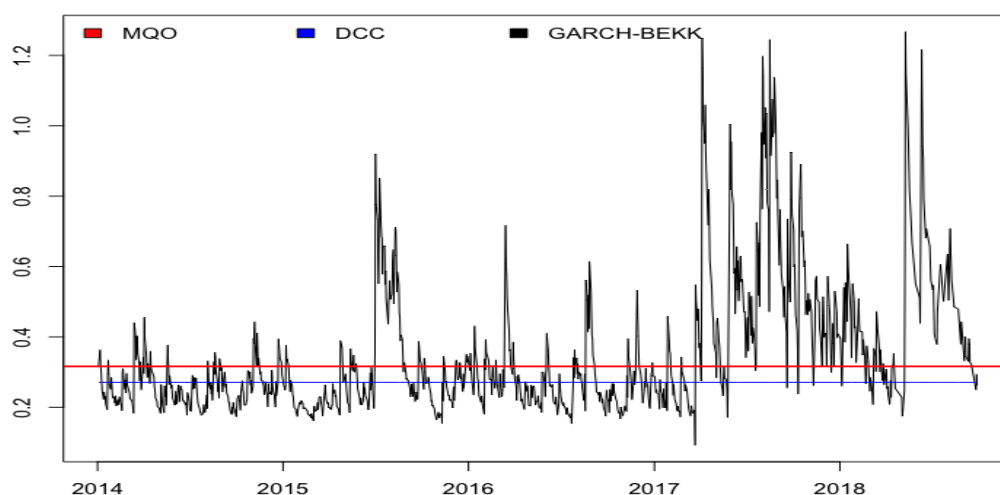
Os parâmetros do modelo DCC, dispostos na tabela 4-9, indicam que os retornos do mercado de boi gordo *spot* e futuro não estão correlacionados. Os parâmetros a_{12} e b_{12} , do modelo GARCH-BEKK, se apresentaram estatisticamente diferentes de zero, indicando a presença de transmissão de volatilidade dos retornos *spot* para os retornos futuros. Entretanto, o mesmo não pôde ser verificado na ordem inversa, contradizendo os indícios fornecidos pelo teste de causalidade de Granger sobre os preços.

TABELA 4-9 – Parâmetros dos modelos de *hedge* dinâmico (Boi Gordo)

DCC			GARCH-BEKK		
Parâmetros	Estimativas	t-Student	Parâmetros	Estimativas	p-valor
c11	0.000001	2.0856	c11	0.001251	0.0000
			c12	0.000325	-
c22	0.000001	0.0000	c22	0.005334	0.0000
a11	0.126151	2.7668	a11	0.370071	0.0000
dcc a	0.000000	1.0000	a12	0.093202	0.0000
			a21	-0.019511	0.6713
a22	0.016007	13904.0930	a22	0.000001	0.0000
b11	0.840335	72.8460	b11	0.844405	-
dcc b	0.645022	0.0000	b12	0.148335	0.0111
			b21	0.306969	-
b22	0.963687	21.1455	b22	0.000001	-

Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 4-10, estão dispostas as razões ótimas estimadas por cada um dos modelos. É possível observar uma diferença relevante entre as séries de razão ótima calculadas por MQO e DCC, em relação à série resultante do modelo GARCH-BEKK. Nos períodos de grande volatilidade nos retornos, como verificado no final da série, o modelo GARCH-BEKK apresentou maior ajuste aos movimentos, em comparação aos métodos. Em média, a razão ótima estimada por MQO, DCC e GARCH-BEKK foram de 31,76%, 27,10% e 34,67%, respectivamente.

FIGURA 4-10 - Razão ótima dinâmica x razão ótima estática (Boi Gordo)

Fonte: Elaboração própria.

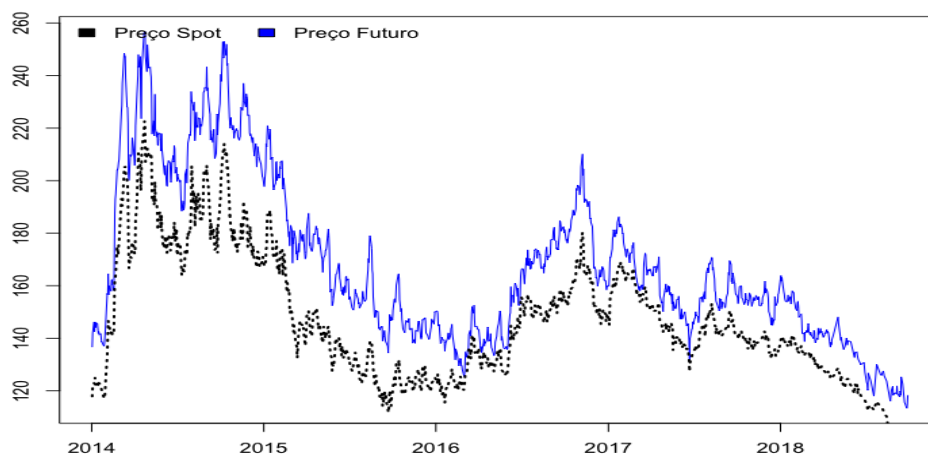
Em termos de efetividade, em média, os modelos apresentaram o seguinte resultado: MQO – 8,24%; DCC – 41,97%; e, GARCH-BEKK – 69,03%. Portanto, os modelos dinâmicos apresentaram maior eficiência na cobertura de risco do produtor de boi gordo. Especificamente, nesse mercado, o método GARCH-BEKK se apresentou superior aos demais no período analisado, atingindo o ponto máximo em 96% de cobertura de risco.

4.5.4 CAFÉ ARÁBICA

No mercado mundial de café, o Brasil é líder de produção, seguido pelo Vietnã, Colômbia, Indonésia e Etiópia¹⁰. Segundo dados da Organização Internacional do Café (*International Coffee Organization* – ICO), em 2018, o país atingiu o recorde ao produzir 62,5 milhões de sacas de 60kg, representando 36,8% da produção global. Mundialmente, as duas variedades de café mais comercializadas são a arábica e a robusta, sendo a primeira responsável por 61% do comércio internacional de café (ICO, 2019). Segundo Souza et al. (2004), a principal característica do café arábica é o seu aroma marcante e sabor adocicado, sendo considerada uma bebida de qualidade superior, sendo consumida pura ou misturada a outros tipos de café. Na figura 4-11, é apresentada a evolução dos preços do café arábica no mercado brasileiro, em US\$/saca de 60Kg. Inicialmente, é possível visualizar oscilações significativas de preços, com, por exemplo, a cotação dispersando entre US\$ 120,00 e US\$ 250,00, em um intervalo de apenas 4 meses.

¹⁰ Ver Figura A4, no Apêndice A

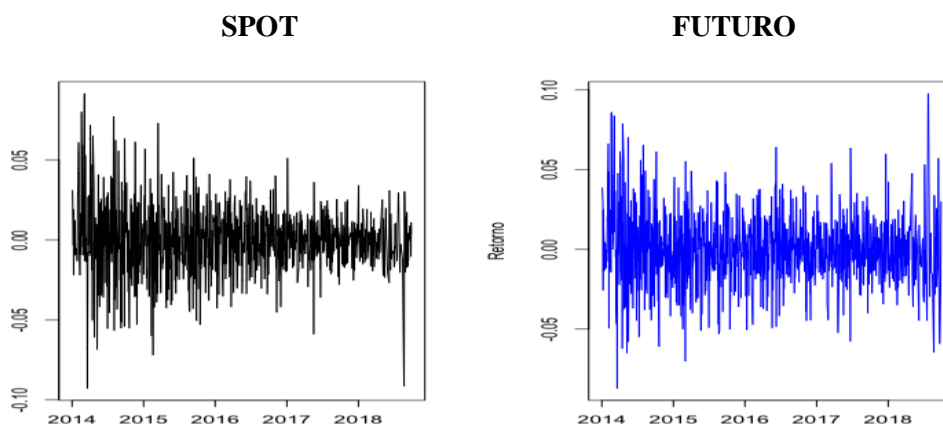
FIGURA 4-11 – Séries de preços *spot* e futuro do café arábica em US\$/saca de 60kg (jan/2014-set/2018)



Fonte: Elaboração própria.

Os movimentos observados na figura 4-11, no período entre janeiro e junho de 2014, são decorrentes dos impactos do clima desfavorável no país, fazendo com os agentes esperassem uma redução da disponibilidade global do grão. Diante disso, entre fevereiro e abril de 2014, houve uma intensificação atípica do volume de comercialização pressionando as cotações (CEPEA, 2015). Além disso, nesse mesmo período, foi observada uma desvalorização do dólar frente ao real de 5,50%, tornando o produto brasileiro relativamente mais caro.

A contração da oferta seguiu até o final de 2015, sendo causada tanto por fatores climáticos, como por colheitas de grãos menores e de qualidade inferior. Apesar dessa contração, as cotações do café arábica apresentaram tendência de queda até o final de 2015. Tal movimento pode ser explicado pela valorização do dólar em relação ao real, o qual registrou uma alta de 76% entre setembro de 2014 e dezembro de 2015 – 2,24 e 3,96 R\$/US\$, respectivamente. Ademais, a elevação de preços seguida pela queda, registradas em 2016-2017 e 2017-2018, respectivamente, também apresentam indícios de influência do câmbio na série. Com isso, é possível verificar que, em geral, as variações de preços observadas na figura 4-11 estão negativamente relacionadas com as variações na taxa de câmbio.

FIGURA 4-12 – Séries de retornos *spot* e futuro (Café Arábica)

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 4-12 mostra que os retornos do mercado à vista apresentam uma menor persistência em relação ao mercado futuro. Entretanto, quando analisados os parâmetros dos modelos GARCH e TGARCH, a soma $\alpha + \beta$ foi maior no retorno *spot*, em relação aos retornos dos contratos futuros. Quanto à assimetria, em nenhum dos mercados o parâmetro γ do modelo TGARCH foi estatisticamente diferente de zero, indicando ausência do efeito “alavancagem”.

Por meio da tabela 4-10 é possível verificar que ambos resultados caíram na área de rejeição da hipótese-nula, a um nível de significância estatística de 5%. Com isso, tem-se uma relação de bicausalidade, em que tanto preço *spot* quanto preço futuro causam um ao outro. Portanto, é verificado o primeiro indício de repasse de informações de um mercado para o outro.

TABELA 4-10 – Teste de Causalidade de Granger (Preços de Café Arábica)

Hipótese-Nula	Estatística	p-valor
Futuro não causa <i>Spot</i>	6.68	0.0002
<i>Spot</i> não causa Futuro	4.90	0.0022

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 4-11, estão dispostos os resultados dos testes de raiz unitária das séries de preços e retornos:

TABELA 4-11 – Testes de Raiz Unitária (Café Arábica)

		ADF		KPSS		PP	
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
	Spot	-3,0750	0,0022	1,0284	0,0000	-17,2820	0,1457
Nível	Futuro	-3,5570	0,0004	0,9436	0,0000	-20,5140	0,0645
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
	Spot	-16,5180	0,0000	0,0911	0,1000	-1.073,0000	0,0000
1ª dif.	Futuro	-17,8940	0,0000	0,0771	0,1000	-1.096,5000	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

A um nível de significância estatística de 5%, o teste de Dickey-Fuller Ampliado indicou a estabilidade dos preços de café arábica. Entretanto, os testes de KPSS e Phillips-Perron aceitaram a hipótese de presença de raiz unitária nas séries. Já em relação aos retornos, todos os testes indicaram estabilidade em ambas as séries, sendo, portanto, preferíveis para as estimações.

$$CaféSpot_t = -0.00004 + 0.6769CaféFuturo_t \quad R^2 \quad d\text{-Durbin} \quad JB$$

(-0.11) (36.30) 0.5419 2.2415 422.23

Na equação acima, são apresentados os parâmetros e testes resultantes da estimação do modelo de *hedge* estático. Tem-se que o produtor de café arábica deve comprometer 67,69% da sua produção física em contratos futuros, para se proteger das variações dos preços. De acordo com o modelo estimado, tal operação reduz em 54% o risco de mercado, sendo uma efetividade razoável. Todavia, os resíduos não apresentaram heteroscedasticidade e não-normalidade, afetando a eficiência dos parâmetros, bem como, tornando necessária a estimação do *hedge* dinâmico para resultados mais robustos.

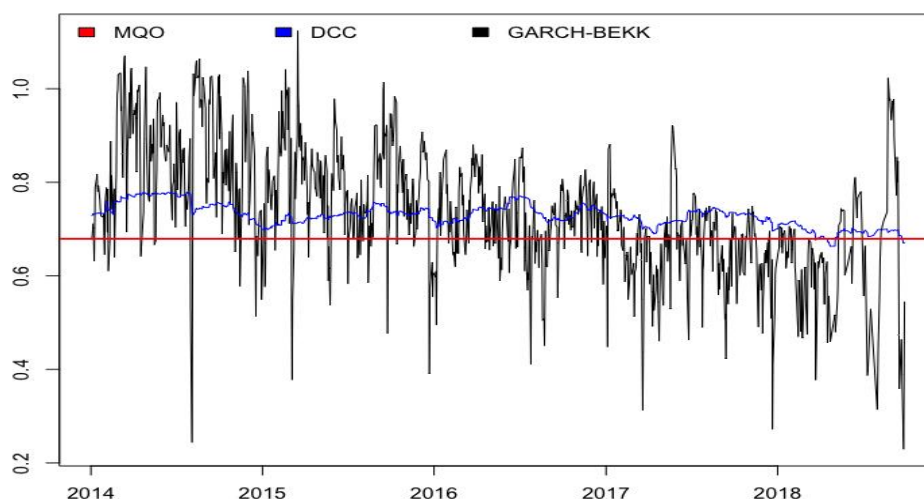
TABELA 4-12 – Parâmetros dos modelos de *hedge* dinâmico (Café Arábica)

DCC			GARCH-BEKK		
Parâmetros	Estimativas	t-Student	Parâmetros	Estimativas	p-valor
c11	0.000002	0.9878	c11	0.003886	0.2321
			c12	0.003133	0.5110
c22	0.000011	0.0008	c22	0.009020	0.0000
a11	0.031258	3.0585	a11	0.264394	0.0102
dcc a	0.006477	1.1055	a12	0.015237	0.6285
			a21	-0.081038	0.2525
a22	0.050320	7401.1052	a22	0.425312	0.0000
b11	0.964354	52.2308	b11	0.916804	0.0000
dcc b	0.985287	36.5621	b12	0.030222	-
			b21	0.186428	0.0290
b22	0.926382	32.2964	b22	0.679373	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a tabela 4-12, apenas o parâmetro DCC β apresentou significância estatística, indicando presença de correlação entre os retornos. Da mesma forma, os parâmetros a_{12} e a_{21} foram estatisticamente iguais a zero, de modo que não foi verificada reação no processo de transmissão entre os retornos. O parâmetro b_{21} apresentou significância estatística, indicando a persistência no processo de transmissão do mercado futuro para o mercado *spot*. Como o p-valor do parâmetro b_{12} não foi estimado pelo *software*, não foi possível tirar conclusões ao seu respeito.

FIGURA 4-13 - Razão ótima dinâmica x razão ótima estática (Café Arábica)



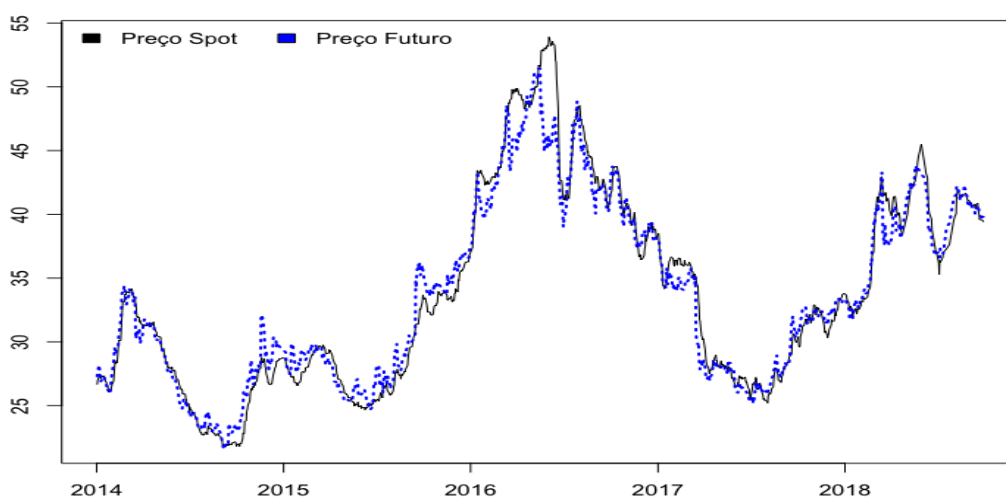
Fonte: Elaboração própria.

Na figura 4-13, tem-se as séries de razão ótima dinâmica e estática. É possível visualizar que a razão ótima estática, em geral, subestima as razões ótimas dinâmicas DCC e GARCH-BEKK, as quais foram, em média, de 73,09% e 74,22%, respectivamente. Apesar do modelo GARCH-BEKK indicar uma maior parcela de comprometimento da produção física em contratos futuros, sua efetividade média foi de apenas 13,35%, sendo superada pela do modelo DCC – 75,49%. Portanto, para o mercado de café arábica, o DCC se mostrou como o método mais eficiente, levando em consideração a redução efetiva do risco da operação.

4.5.5 MILHO

No mercado mundial de milho, o Brasil é o terceiro maior produtor, perdendo para os Estados Unidos e China. Na safra 2018-2019, a produção brasileira foi de 3,72 bilhões de *bushels*, correspondendo a 8,59% do total de milho produzido pelo mundo (USDA, 2019). Com isso, no mercado interno, os preços são, geralmente, ditados pelas condições externas (CEPEA, 2016). Na Figura 4-14, é apresentada a evolução dos preços do milho no mercado doméstico *spot* e futuro.

FIGURA 4-14 – Séries de preços *spot* e futuro de milho em R\$/saca de 60kg (jan/2014-set/2018)



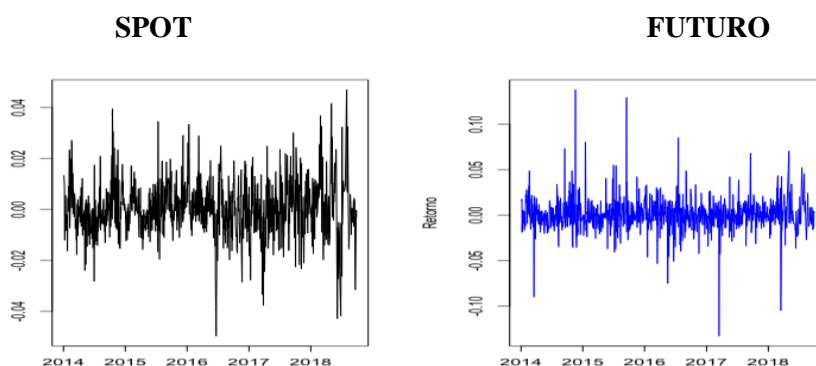
Fonte: Elaboração própria.

Ao visualizar a figura 4-14, destaca-se o movimento de queda observado no início da série até a metade de 2015. Tal período foi marcado pelos resultados recordes da safra 2014-2015, favorecendo a queda dos preços no começo da produção. Na segunda fase, com as incertezas em relação ao clima desfavorável que atingia o país, houve sustentação nos preços. Entretanto, com as complicações registradas na safra norte-americana¹¹, naquele momento, bem como, com a desvalorização da taxa de câmbio, as exportações enxugaram a disponibilidade no mercado doméstico, impulsionando os preços a se elevarem. Além disso, naquele ano, foi registrado um consumo interno “excedente” de 40,9 milhões de toneladas, intensificando a alta das cotações (CEPEA, 2016).

A alta dos preços registrada até o início de março de 2016 reduziu a competitividade do produto brasileiro no mercado internacional, reduzindo a sua frequência de negociação. Além disso, tal movimento incentivou o aumento de da área plantada de milho, nos EUA e Brasil. Neste último, o aumento foi de 10% em relação ao ano anterior. Com a expectativa de alta da produção mundial, as cotações sofreram desvalorização.

Os preços continuaram a cair até meados de 2017, devido aos bons resultados da safra 2016-2017, fazendo com que os produtores adiassem ao máximo suas negociações. Este fator, bem como, o aumento das exportações, fizeram com que os preços voltassem a se elevar, de modo que, no segundo semestre de 2017, o preço *spot* aumentasse em 32,5% (CEPEA, 2017). A elevação se sustentou até 2018, devido a alta do dólar e, a redução da área plantada, tanto no Brasil, por questões climáticas, como nos EUA.

FIGURA 4-15 – Séries de retornos *spot* e futuro (Milho)



Fonte: Elaboração própria.

¹¹ Ver Figura A5, no Apêndice A.

Ao observar a figura 4-15, percebe-se que os retornos *spot* apresentam uma reação e persistência relativamente maiores quando comparados aos retornos futuros. O parâmetro α do modelo GARCH *spot*, de fato, se apresentou maior do que o estimado para o mercado futuro. No entanto, ambos apresentaram valores similares na estimação do modelo TGARCH. A soma $\alpha + \beta$, em ambos os modelos, também corrobora com o observado graficamente. O parâmetro γ não indicou presença de assimetria, dado que o mesmo foi estatisticamente igual a zero.

TABELA 4-13 – Teste de Causalidade de Granger (Preços de Milho)

Hipótese-Nula	Estatística	p-valor
Futuro não causa <i>Spot</i>	24.60	0.0000
<i>Spot</i> não causa Futuro	49.87	0.0000

Fonte: Elaboração própria.

O teste de causalidade de Granger, disposto na tabela 4-13, indicou a rejeição da hipótese-nula, a um nível de significância estatística de 5%. Dessa forma, tem-se uma relação de bicausalidade entre os mercados. Portanto, tanto os preços futuros melhoram a previsão do preço *spot*, quanto os preços *spot* repassam informações para os preços futuros.

TABELA 4-14 – Testes de raiz unitária (Milho)

		ADF		KPSS		PP	
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Nível	Spot	-2,0330	0,0423	1,4501	0,0000	-4,7534	0,8446
	Futuro	-1,8100	0,0706	1,4651	0,0000	-6,2685	0,7601
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
1ª dif.	Spot	-10,4000	0,0000	0,1146	0,1000	-1.018,4000	0,0000
	Futuro	-17,6180	0,0000	0,0854	0,1000	-996,1500	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com os resultados da tabela 4-14, tem-se que todos os testes aceitaram a hipótese de presença de raiz unitária nas séries de preços, a um nível de 5% de significância estatística. Quando analisadas as séries de retornos, os testes rejeitaram tal hipótese. Dessa

forma, os retornos são preferíveis aos preços para a estimação do modelo de *hedge* estático, dada a sua estabilidade.

$$MilhoSpot_t = 0.0002 + 0.1818MilhoFuturo_t \quad R^2 \quad d-Durbin \quad JB$$

(-0.97) (10.31) 0.087 2.2336 289.35

Por meio da equação acima, tem-se que, para se proteger contra as variações de preços, o produtor de milho deve comprometer 18,18% da sua posição no mercado à vista em contratos futuros. Tais contratos minimizaram, em média, 8,7% do risco. Nesse caso, a efetividade da operação de *hedge* foi relativamente baixa. Dada a presença de heteroscedasticidade e não normalidade dos resíduos, refletindo na eficiência dos parâmetros estimados, se faz necessária a estimação dos modelos de *hedge* dinâmico.

TABELA 4-15 – Parâmetros dos modelos de *hedge* dinâmico (Milho)

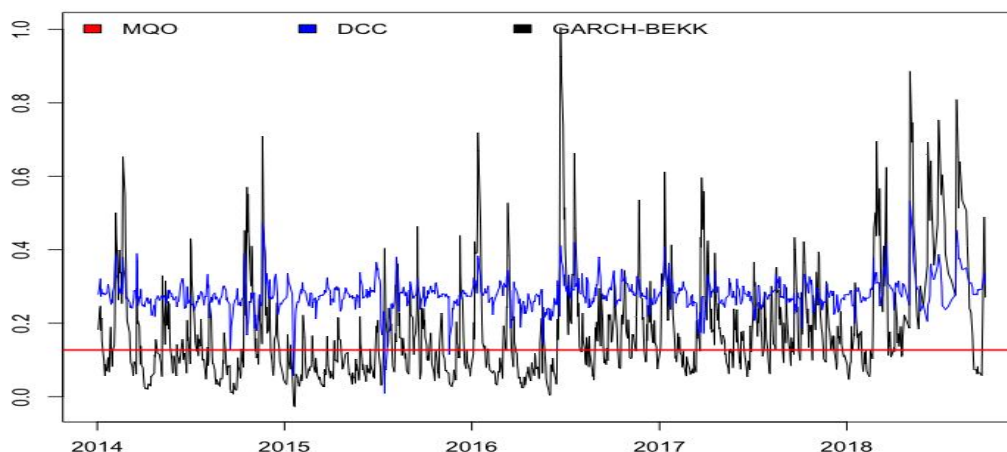
DCC			GARCH-BEKK		
Parâmetros	Estimativas	t-Student	Parâmetros	Estimativas	p-valor
c11	0.000012	3.3437	c11	0.003845	0.0000
			c12	0.000998	-
c22	0.000058	0.0013	c22	0.003951	-
a11	0.196430	3.2640	a11	0.425925	0.0000
dcc a	0.034409	2.2119	a12	0.120440	0.0000
			a21	0.339879	0.0000
a22	0.006934	40.7577	a22	0.000001	-
b11	0.694657	50.6933	b11	0.785269	0.0000
dcc b	0.658996	1.9561	b12	-0.002102	-
			b21	-0.082777	0.0749
b22	0.790467	1.3195	b22	0.962973	-

Fonte: Elaboração própria.

Os parâmetros, apresentados na tabela 4-15, possibilitam a análise de transmissão de informações entre os retornos *spot* e futuro. Pelo modelo DCC, os parâmetros DCC α e DCC β , indicam existência de correlação condicional entre os mercados, tendo em vista que foram estatisticamente diferentes de zero. Em relação ao modelo GARCH-BEKK, apenas os parâmetros a_{12} e a_{21} permitiram concluir acerca da reação no repasse de informações entre

os retornos. Os parâmetros b_{12} e b_{21} se mostraram estatisticamente igual a zero e sem estimação do p-valor, respectivamente.

FIGURA 4-16 – Razão ótima estática x razão ótima dinâmica (Milho)



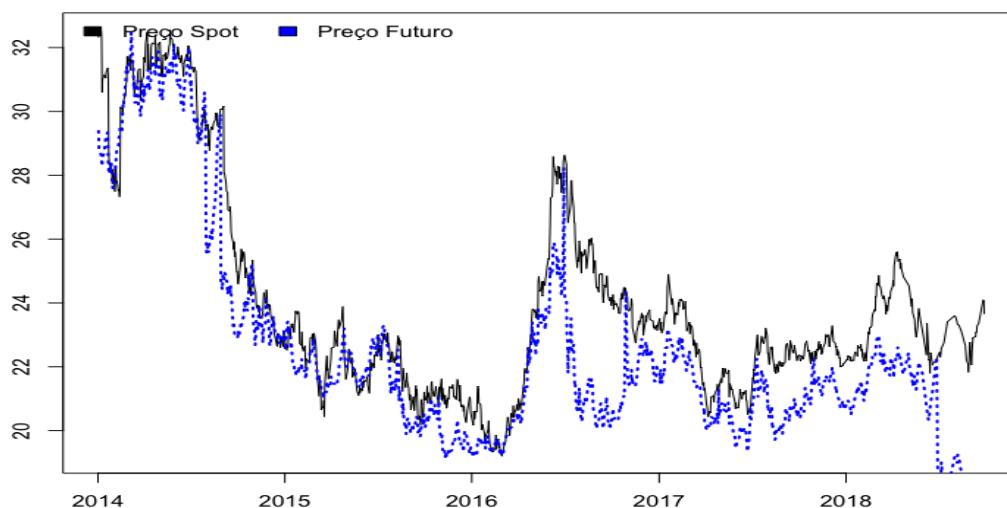
Fonte: Elaboração própria.

Na figura 4-16, estão plotadas as séries de razão ótima obtidas. O modelo estático apresentou uma razão ótima de 18,18%, enquanto os modelos dinâmicos GARCH-BEKK e DCC apresentaram, em média, razão ótima de 17,93% e 27,77%, respectivamente. Em termos de efetividade, o modelo DCC apresentou uma redução de 239,68% do risco, seguido pelo modelo GARCH-BEKK, com 57,10%, e do modelo de MQO, com 8,7%. Nesse caso, o DCC se mostrou superior na estimação do *hedge* para o mercado de milho, de modo que, mesmo que com um maior comprometimento da produção física em contratos futuro, sua efetividade foi a maior.

4.5.6 SOJA

No mercado internacional de soja, o Brasil está na segunda posição de maior produtor mundial. Sua produção de 114,6 milhões de toneladas em 2017, superando a produção argentina de 54 milhões, perdendo apenas para a dos Estados Unidos – 119,5 milhões (FAOSTAT, 2018). Os preços domésticos seguem influência tanto de fatores internos, como dos preços praticados na Bolsa de Chicago. Na Figura 4-17, é apresentada a evolução dos preços *spot* e futuro no Brasil.

FIGURA 4-17 – Séries de preços *spot* e futuro de soja em US\$/saca de 60kg
(jan/2014-set/2018)

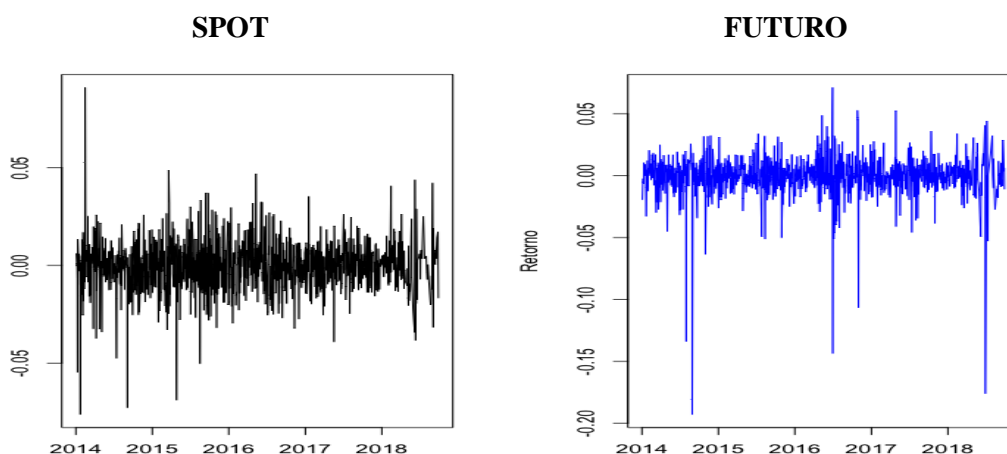


Fonte: Elaboração própria.

A queda expressiva observada na figura 4-17, entre 2014 e início de 2016, foi impulsionada pelas duas safras recordes consecutivas registradas nos três principais países produtores¹². Além disso, como as cotações são dadas em dólar, nesse período, com a desvalorização do real frente à moeda estrangeira, os sojicultores brasileiros foram favorecidos com um aumento da demanda do produto no mercado internacional, compensando as perdas da maior oferta externa (CEPEA, 2015).

Entretanto, em 2016, os preços da soja voltaram a se valorizar, tendo em vista que, com o aquecimento no mercado, grande parte dos produtores já haviam vendido toda sua produção ainda na metade da safra 2015/16. Outros fatores que impulsionaram as cotações foram a quebra da produção argentina, bem como, a continuação do processo de desvalorização do real frente ao dólar. Diante disso, o mercado interno se aqueceu, de modo que alguns produtores passaram a ter dificuldades em atender às demandas domésticas.

¹² Ver Figura A6, no Apêndice A.

FIGURA 4-18 – Séries de retornos *spot* e futuro (Soja)

Fonte: Elaboração própria.

Por meio da figura 4-18, observa-se uma maior persistência na série de retornos *spot*, enquanto os retornos futuros apresentam reações mais acentuadas aos choques na volatilidade. Ao verificar os parâmetros do modelo GARCH e TGARCH, no apêndice A, de fato, os retornos dos contratos futuros de soja sofrem uma maior reação, bem como, a maior persistência está na volatilidade do mercado à vista. Os contratos futuros de soja apresentaram assimetria, de modo que notícias negativas exercem efeito relativamente maior sobre a volatilidade, em comparação com as notícias positivas.

TABELA 4-16 – Teste de Causalidade de Granger (Preços de Soja)

Hipótese-Nula	Estatística	p-valor
Futuro não causa <i>Spot</i>	13.32	0.0000
<i>Spot</i> não causa Futuro	1.13	0.3347

Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 4-16, encontra-se o teste de causalidade de Granger para os preços de soja. Os resultados apontam que, a um nível de significância estatística de 5%, a hipótese-nula só foi rejeitada no sentido futuro causa *spot*. Com isso, foi verificado que, no mercado de soja, apenas os preços futuros servem como base para a formação do preço no mercado à vista, não havendo uma relação de causalidade no sentido inverso.

TABELA 4-17 – Testes de raiz unitária (Soja)

		ADF (em nível)		KPSS (em nível)		PP (em nível)	
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
Nível	Spot	-2,2100	0,0273	1,7552	0,0000	-8,1013	0,6578
	Futuro	-2,3210	0,0205	1,9187	0,0000	-11,9160	0,4451
		Estatística	p valor	Estatística	p valor	Estatística	p valor
1ª dif.	Spot	-24,5110	0,0000	0,0519	0,1000	-1.237,8000	0,0000
	Futuro	-19,1760	0,0000	0,0510	0,1000	-1.042,8000	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 4-17 dispõe dos resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preços e retornos. Para os preços, a um nível de significância estatística de 5%, os testes aceitaram a hipótese de presença de raiz unitária, com exceção do teste de Dickey-Fuller Ampliado. Optou-se por trabalhar com os retornos, pois, além de suas características estatísticas desejáveis, os testes indicaram estabilidade em suas séries, rejeitando a hipótese de presença de raiz unitária.

$$SojaSpot_t = -0.0001 + 0.2021SojaFuturo_t \quad R^2 \quad d\text{-Durbin} \quad JB$$

(0.50) (8.95) 0.067 2.078 1637.41

Na equação acima, é apresentado o modelo de *hedge* estático, acompanhado dos testes estatísticos e econométricos. De acordo com os resultados, é necessário que o sojicultor comprometa 20,21% de sua produção física no mercado futuro, para se proteger das oscilações de preços. O coeficiente de ajuste global do modelo indica que tal operação é capaz de reduzir em 6,7% o risco de mercado, sendo, portanto, uma baixa efetividade. Apesar de não ter autocorrelação, os parâmetros do modelo estão comprometidos pela presença de heteroscedasticidade e não normalidade dos resíduos. Com isso, é necessária a estimação dos modelos dinâmicos.

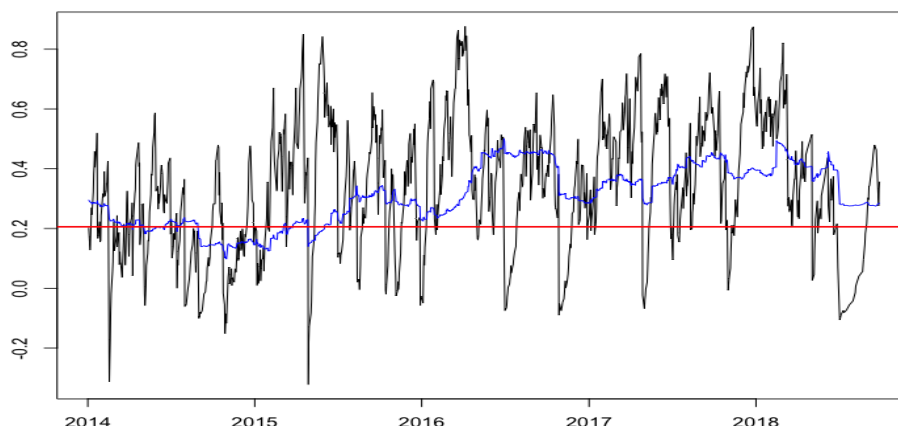
TABELA 4-18 – Parâmetros dos modelos de *hedge* dinâmico (Soja)

DCC			GARCH-BEKK		
Parâmetros	Estimativas	t-Student	Parâmetros	Estimativas	p-valor
c11	0.000001	0.8449	c11	0.002617	-
			c12	0.001909	-
c22	0.000005	0.0004	c22	0.003241	-
a11	0.014441	0.7041	a11	0.169799	0.0000
dcc a	0.009812	0.6519	a12	-0.049892	0.0910
			a21	-0.071241	-
a22	0.138502	23547.3666	a22	0.460714	-
b11	0.977665	15.1848	b11	0.962628	-
dcc b	0.985537	38.6569	b12	0.011260	-
			b21	0.011750	-
b22	0.876282	15.0410	b22	0.894937	-

Fonte: Elaboração própria.

Por meio dos parâmetros dispostos na tabela 4-18, é possível efetuar uma análise de transmissão entre os retornos *spot* e futuro do mercado de soja. Analisando o modelo DCC, constata-se a significância estatística apenas do parâmetro DCC β , indicando presença de correlação entre os retornos. Entretanto, em relação aos parâmetros do modelo GARCH-BEKK, apenas a estimação do p-valor do parâmetro a_{12} foi estimado, não sendo possível tirar conclusões acerca da ordem de transmissão entre os retornos. Ainda assim, serão efetuadas as análises de efetividade e razão ótima, dado que o que interessa é o ajuste das séries resultantes aos dados, não os parâmetros em si.

FIGURA 4-19 – Razão ótima estática x razão ótima dinâmica (Soja)



Fonte: Elaboração própria

Na figura 4-19, é possível observar que, também no mercado de soja, a razão ótima DCC assemelha-se a uma suavização da razão ótima GARCH-BEKK, a qual oscila significativamente ao longo do tempo, dispersando entre 0,32 e 87,60%. Em média, tem-se que a razão ótima do modelo GARCH-BEKK foi de 34,37%, seguida pelo modelo DCC, 30,69% e, MQO, 20,21%. O modelo que apresentou a maior redução do risco foi o DCC, com uma efetividade média de 135,63%. O modelo GARCH-BEKK apresentou uma efetividade média 67,11%, superior aos 6,7% do modelo estático. Portanto, tem-se que os modelos dinâmicos também são superiores para a estimação do número ótimo de contratos futuros para o mercado de soja, com destaque para o modelo DCC.

4.6 CONCLUSÃO

O objetivo do trabalho foi estimar a razão ótima de hedge e sua efetividade para os mercados futuros brasileiros, utilizando as *commodities* listadas na B3, no período entre janeiro de 2014 a setembro de 2018. Entretanto, os agentes desse setor estão expostos ao risco de mercado, o qual corresponde à incerteza quanto ao preço a ser praticado no momento de negociação, tanto dos seus insumos básicos, quanto de sua produção. Nesse sentido, os contratos futuros negociados na B3 desempenham o papel de instrumentos de mitigação de risco, tendo em vista que possibilitam ao agente “travar” o preço, para uma data de vencimento previamente estabelecido, seguindo uma padronização das características do produto. Tal operação é denominada como *hedge*.

Para encontrar o número ótimo de contratos futuros que proteja a posição no mercado à vista, denominada razão ótima de *hedge*, foram estimados modelos de *hedge* estático e modelo de *hedge* dinâmico, com as seguintes *commodities*: açúcar, boi gordo, café, etanol, milho e soja. A inovação se observa com o modelo DCC, além do modelo GARCH-BEKK para o cálculo da efetividade e razão ótima do *hedge*.

Apesar de não serem mais negociados contratos futuros de Açúcar Cristal na bolsa brasileira, o produto foi incorporado ao estudo, dada a posição de líder do Brasil no mercado mundial, bem como, pelo potencial que o país apresenta no setor sucroalcooleiro. Com isso, foram utilizados os contratos futuros de Açúcar Cristal negociados na bolsa de Londres. Todavia, não foi constatado nenhum sentido de causalidade entre os preços domésticos com os de Londres. Tal fato foi corroborado pelos modelos DCC e GARCH-BEKK, os quais indicaram que não havia correlação entre os mercados, nem repasse de informações entre suas volatilidades. Raabe, Staduto e Shikida (2006) também obtiveram o mesmo resultado ao utilizar os contratos futuros de açúcar demerara de Nova York e Londres, o que foi utilizado como justificativa para a baixa efetividade encontrada pelos autores. No entanto, no presente trabalho, os modelos DCC e GARCH-BEKK apresentaram uma efetividade média de 61,72% e 32,47%. A diferença de resultados pode estar associada ao método utilizado, dado que, assim como os autores, foi encontrada uma baixa efetividade para o *hedge* estático – de 1,91%.

Para o mercado de Etanol, o teste de causalidade apontou uma relação bicausal entre os preços, indicando a presença de repasse de informação entre os mercados, sendo respaldado pelo modelo DCC. Todavia, o modelo GARCH-BEKK indicou que o repasse de

volatilidade se dá do mercado futuro para o mercado *spot*. Nesse mercado, o modelo DCC foi o que apresentou maior efetividade, reduzindo em 67,98% o risco da operação, seguido pelo GARCH-BEKK, 53,27%, e pelo MQO, 7,18%. Silva e Maia (2016) utilizaram o modelo de Myers e Thompson, e encontraram uma efetividade de 19% para os contratos futuros de etanol. Comparando os resultados, percebe-se que os modelos dinâmicos superaram, de fato, a efetividade do *hedge* estático.

Analisando o mercado de Boi Gordo, Gonçalves et al. (2007) verificam para este produto uma baixa efetividade do *hedge*, ao utilizar o modelo estático. Bitencourt, Silva e Sáfadi (2006) mostram que os modelos estáticos tendem a subestimar a razão ótima necessária para reduzir ao máximo o risco. Entretanto, os autores não comparam a efetividade de cada método. No presente trabalho, foi verificado que os modelos BEKK possibilitaram uma maior cobertura ao risco, cobrindo-o, em média, em 69,03%, enquanto o DCC e MQO apresentaram uma efetividade média de 41,97% e 8,24%, respectivamente.

O mercado de Café Arábica, no qual o Brasil também lidera a produção mundial, foi verificada uma relação bicausal entre os preços *spot* e futuro, havendo presença de correlação condicional entre os retornos. Entretanto, em termos de repasse de volatilidade, a ordem se dá do mercado futuro para o *spot*. Quanto à efetividade do *hedge* o modelo DCC também se mostrou superior, ao apresentar uma minimização de 75,49% do risco, frente a uma minimização de apenas 13,35% do GARCH-BEKK, bem como, de 54,19% do modelo estático.

Tonin, Braga e Coelho (2009), ao analisar a efetividade dos contratos futuros de Milho em relação aos preços praticados no Paraná, verificou uma efetividade de 30% da operação. No presente trabalho, os modelos dinâmicos superaram esse patamar, com destaque para o modelo DCC que minimizou 239,68% o risco de mercado. Já o modelo GARCH-BEKK apresentou uma efetividade de 57,10%, superando o *hedge* estático – com 8,7%. Nesse mercado, tem-se uma relação de bicausalidade entre os preços, bem como, com repasse de volatilidade entre os retornos de forma recíproca.

Por fim, foi verificado no mercado de Soja que apenas os preços futuros melhoram a previsão dos preços *spot*. Os resultados do repasse de volatilidade entre os retornos foi inconclusivo. As operações de *hedge* se mostraram mais efetivas quando a razão ótima é calculada por meio do modelo DCC, tendo em vista que, em média, 135,63% do risco seria minimizada em tal operação. A efetividade do modelo GARCH-BEKK e do modelo estático foi de 67,11% e 6,7%, respectivamente. Comparado aos resultados encontrados por Guerra

et al. (2013), os modelos dinâmicos apresentaram melhor desempenho frente à sua efetividade de 22,4%.

Portanto, em geral, os modelos dinâmicos resultaram em efetividades superiores ao modelo estático, para todos os produtos. A possível justificativa está associada ao fato de que, dado que a razão ótima é variável ao longo do tempo, torna-se possível o reposicionamento no mercado futuro diariamente, levando em consideração as variações da volatilidade. Além disso, a principal conclusão do trabalho foi a evidência do modelo DCC apresentar maior cobertura ao risco em relação ao GARCH-BEKK; a exceção foi o mercado de Boi Gordo. A recomendação para ampliar o trabalho seria a estimação do saldo financeiro das operações, no sentido de *back-test*, levando em consideração as mudanças no número ótimo de contratos, de modo a verificar a importância financeira das estratégias.

REFERÊNCIAS

- ANGELIS, Cristiano T. **Um Estudo Sobre os Filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King**. UFSC: 2004.
- ARAÚJO, Massilon J. **Fundamentos do Agronegócio**. São Paulo: Atlas, 2007.
- B3. **Brasil, Bolsa, Balcão**, São Paulo. Site. Disponível em: <<http://www.b3.com.br>>. Acesso em: 16 fev. 2019.
- BAILLIE, Richard T.; MYERS, Robert J. Bivariate Garch Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge. **Journal of Applied Econometrics**, [S. l.], v. 6, n. 2, p. 109-124, Abr. -Jun. 1991.
- BERA, A. K.; GARCIA, P.; ROH, J. S. Estimation of time-varying hedge ratios for corn and soybeans: BGARCH and random coefficient approaches. **The Indian Journal of Statistics**, v. 59, n. 3, p. 346–368, 1997.
- BERNANKE, B. et al. **Inflation Targeting: lessons from the international experience**. Princeton: Princeton University, 1999.
- BESSADA, Octavio; BARBEDO, Claudio; ARAÚJO, Gustavo. **Mercado de Derivativos no Brasil: Conceitos, operações e estratégias**. 3. ed. Rio de Janeiro: Editora Record, 2009.
- BITENCOURT, Wanderci Alves; SILVA, Washington Santos; SÁFADI, Thelma. Hedge Dinâmico: Uma Evidência para os Contratos Futuros Brasileiros. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 8, n. 1, p. 71-78, 2006.
- BOGDANSKI, J; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. Implementing Inflation Targeting in Brazil. **Working Paper Series**, n. 1, p. 1-29, jul. 2000. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps01.pdf>>. Acesso em: 26 set. 2019.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G.M.; REINSEN, G.C. **Time Series Analysis; Forecasting and Control**. 3rd Edition, Prentice Hall, Englewood Cliff, New Jersey, 1994.
- CEPEA. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada**, Piracicaba. Site. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 16 fev. 2019.
- COCHRANE, J. H. , **Time Series for Macroeconomics and Finance**, 1997; disponível em: <http://econ.lse.ac.uk/staff/wdenhaan/teach/cochrane.pdf>
- COSTA, Oswaldo Luiz do Valle; ASSUNÇÃO, Hugo Gonçalves Vieira de. **Análise de risco e retorno em investimentos financeiros**. S.l: Manole, 2005.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, n. 49, p. 1057-1071, 1981.

- EDERINGTON, Louis H. The Hedging Performance of the New Futures Markets. **The Journal of Finance**, [S. l.], v. 34, n. 1, p. 157-170, Mar. 1979.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.
- FREITAS, P. S.; MUINHOS, M. K. A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil. **Working Paper Series**, n. 18, p. 1-25, abr. 2001. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps18.pdf>>. Acesso em: 26 set. 2019.
- FRIEDMAN, M. Should there be an independent monetary authority? IN: LEUBE, K. R. (Ed.) **The Essence of Friedman**. Stanford: Hoover Institution Press, 1987.
- GONÇALVES, Daniel Ferreira et al. Análise de Co-Integração, Causalidade e Efetividade do Hedge para os Preços à Vista e Futuro do Contrato de Boi Gordo para a Região Noroeste do Paraná. In: CONGRESSO SOBER, 45., 2007, Londrina. **Anais...**. Londrina: [S.I.], 2007. p. 1 - 16.
- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v37, n. 3, p. 424-438, 1969.
- GUERRA, Renata Rojas et al. A efetividade e a razão ótima de hedge para a soja na praça de Tupanciretã. **Indicadores Econômicos Fee**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p.139-150, 2013.
- GUJARATI, D. N., PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: AMGH, 2011.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Post-war US business cycles: an empirical investigation, reimpresso no **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.29, 1997. p.1-16.
- HULL, John C. **Opções, futuros e outros derivativos**. 3. ed. São Paulo: BM&F, 1999.
- IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**, Rio de Janeiro. Site. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/pt/inicio.html>>. Acesso em: 16 fev. 2019.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review**, v. 55, p. 163-172, 1987.
- JOHNSON, Leland L. The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. **The Review of Economic Studies**, [S. l.], v. 27, n. 3, p. 139-151, Jun. 1960.
- JORION, Philippe. **Value at Risk**. São Paulo: BM&F, 2003.
- KINDA, T. Modeling Inflation in Chad. **IMF Working Paper 11/57**, 2011.
- KRONER, Kenneth F.; SULTAN, Jahangir. Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, [S. l.], v. 28, n. 4, p. 535-551, Dez. 1993.

MAIA, S.F.; LIMA, R. C. Abertura Econômica Brasileira e seu Impacto sobre as Exportações Agrícolas: Abordagem de Mundell-Fleming usando auto-regressão vetorial. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. Especial p.822-841, novembro 2001.

MARKOWITZ, Harry. Portfolio Selection. **The Journal of Finance**, [S. l.], v. 7, n. 1, p. 77-91, Mar. 1952.

MARTINEZ, T.; CERQUEIRA, V. S. Estrutura da Inflação Brasileira: determinantes e desagregação do IPCA. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 22, n. 2, p. 409-456, 2013.

MARTINS, Anamaria Gaudencio; AGUIAR, Danilo R. D.. Efetividade do Hedge de Soja em Grão Brasileira com Contratos Futuros de Diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 2, n. 4, p.449-472, dez. 2004.

MICELI, Wilson Motta. **Derivativos de Agronegócios**. 1. ed. São Paulo: Saint Paul Editora, 2008.

MORETTIN, Pedro A.; TOLOI, Clélia M. C. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Blucher, 2006.

MORETTIN, Pedro A. **Econometria Financeira**: Um curso em séries temporais financeiras. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2006.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal hedge ratio estimation. **American Agricultural Economics Association**, [S.l.], v. 71, n. 4, p. 858-867, Nov. 1989.

NOGUEIRA, Cinthya Muyrielle da Silva. **Eficiência e Razão de Hedge: Uma Análise dos Mercados Futuro Brasileiros de Boi, Café, Etanol, Milho E Soja**. 2013. 63 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2013.

OLIVEIRA NETO, Odilon José de et al. Comparação empírica da razão e efetividade de hedge pelos modelos de Myers & Thompson, auto-regressivo vetorial bivariado e vetorial de correção de erro. **Ingepro – Inovação, Gestão e Produção**, Ponta Grossa, v. 2, n. 6, p.1-13, ago. 2010.

PONTES, Trícia Thaíse e Silva; MAIA, Sinézio Fernandes. Precificação de Opções sobre Contratos Futuros de Boi Gordo Na BM&FBovespa. **Economia Aplicada**, [S. l.], v. 21, n. 4, p. 737-760, 2017.

RAABE, João Paulo; STADUTO, Jefferson Andronio Ramundo; SHIKIDA, Pery Francisco Assis. A efetividade de hedge do mercado futuro de açúcar nos mercados de Nova York, Londres e da BM&F. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 5, n. 1, p.338-357, set. 2006.

RODRIGUES, Marcos Aurelio; ALVES, Alexandre Florindo. Efetividade e razão ótima de hedge: um survey. In: CONGRESSO SOBER, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** . Campo Grande: [S.I.], 2010. p. 1 – 21.

SARGENT, T. **Macroeconomic theory**. Academic Press: IIth edition 1987.

SGS. Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Disponível em: <www3.bcb.gov.br> Acesso em: 14 de março de 2018.

SILVA, E. A., MAIA, S. F. **Política Monetária no Brasil (1994-2002):** Uma análise utilizando Vetores Autoregressivos. UFPB: João Pessoa, 2003.

SILVA, Suelle Cariele de Souza e; MAIA, Sinézio Fernandes. A efetividade e a razão ótima de hedge para o açúcar e etanol e seus impactos sobre o setor sucroalcooleiro na região Nordeste. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 22., 2016, Porto Alegre. **Anais...** . Porto Alegre: [S.I.], 2016.

SIMS, C. A. Macroeconomic and Reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1–48, 1980.

STEIN, Jerome. The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices. **The American Economic Review**, [S. l.], v. 51, n. 5, p. 1012-1025, Dez. 1961.

TONIN, Julyerme Matheus; BRAGA, Marcelo José; COELHO, Alexandre Bragança. Efetividade de hedge do milho com contratos futuros da BM&F: uma aplicação para a região de Maringá (PR). **Revista de Economia**, Curitiba, v. 35, n. 1, p.117-142, abr. 2009.

VARIAN, Hal. **Microeconomia:** Uma abordagem moderna. 8. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.

APÊNDICE A – TABELAS E FIGURAS

TABELA A1 – Estatística Descritiva das Séries de Preços (jan/2014 – set/2018)

	Açúcar		Boi Gordo		Café		Etanol		Milho		Soja	
	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro
Mínimo	43.95	305.8	112.6	112.2	100.4	113.3	1063	1061	21.76	21.56	19.2	17.5
Mediana	53.28	426.5	144.1	144.2	142.5	160.2	1458	1435	31.73	31.96	23.03	21.7
Média	61.2	435.4	141.3	141.5	148	169.4	1463	1457	33.44	33.34	24.05	22.66
Máximo	98.95	612	159.5	159.1	222.7	256.8	1975	1995	53.91	51.44	32.55	32.47
Assimetria	0.8026	0.3427	-0.8230	-0.8390	0.7046	0.8337	0.2384	0.3113	0.6693	0.5207	1.1833	1.4639
Curtose	2.2689	2.1961	2.7524	2.7892	2.9863	2.8581	1.7596	1.8545	2.5310	2.2458	3.4384	4.2324
Jarque-Bera	170.0690	60.8041	128.9483	133.1039	92.4368	130.3224	82.1964	79.1060	93.6412	76.9562	269.5922	469.6358
(p-valor)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Observações	1117	1117	1117	1117	1117	1117	1117	1117	1117	1117	1117	1117

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A2 – Estatística Descritiva das Séries de Retornos (jan/2014 – set/2018)

	Açúcar		Boi Gordo		Café		Etanol		Milho		Soja	
	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro	Spot	Futuro
Mínimo	-0.0429	-0.0601	-0.0347	-0.0439	-0.0930	-0.0873	-0.0456	-0.1863	-0.0498	-0.1333	-0.0763	-0.1929
Mediana	0.0005	-0.0004	0.0003	0.0000	-0.0002	-0.0003	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0004	0.0000
Média	0.0003	-0.0003	0.0002	0.0003	-0.0001	-0.0001	0.0003	0.0004	0.0004	0.0003	-0.0003	-0.0004
Máximo	0.0515	0.0650	0.0314	0.0551	0.0916	0.0977	0.0681	0.1958	0.0470	0.1380	0.0910	0.0712
Assimetria	0.1560	0.0660	-0.3045	0.9010	0.0377	0.2405	0.5672	-1.1704	0.0206	0.4888	-0.1371	-3.5655
Curtose	7.5408	4.7136	6.4482	20.2803	5.6899	4.8555	11.3709	45.8999	5.4009	16.8305	8.0705	38.6092
Jarque-Bera	1139.0983	162.9566	570.1488	14036.3391	336.7141	170.8484	3318.1960	85833.3371	268.1257	8939.0852	1199.0308	61327.2437
(p-valor)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Observações	1116	1116	1116	1116	1116	1116	1116	1116	1116	1116	1116	1116

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A3 – Critérios de Informação: Modelos GARCH

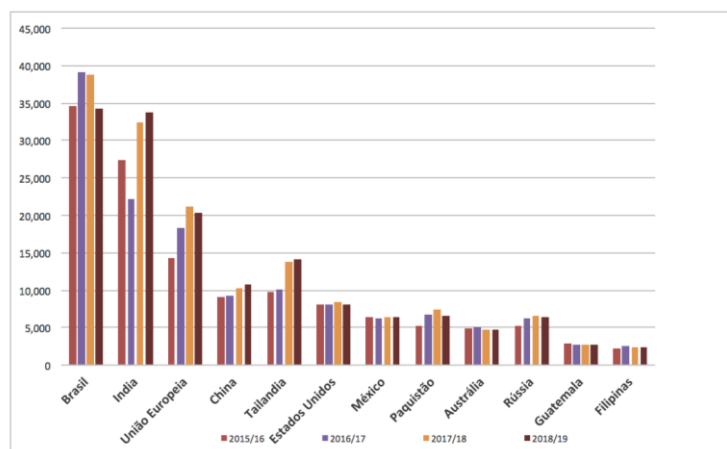
Boi Gordo									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
GARCH(1,1)	-7.4973	-7.4838	-7.4973	-7.4922	GARCH(1,1)	-7.5271	-7.5136	-7.5271	-7.5220
GARCH(1,2)	-7.5109	-7.4929	-7.5109	-7.5041	GARCH(1,2)	-7.5332	-7.5152	-7.5332	-7.5264
GARCH(2,1)	-7.4952	-7.4772	-7.4952	-7.4884	GARCH(2,1)	-7.5304	-7.5124	-7.5304	-7.5236
GARCH(2,2)	-7.5091	-7.4866	-7.5091	-7.5006	GARCH(2,2)	-7.5286	-7.5061	-7.5287	-7.5201
Café									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
GARCH(1,1)	-5.1963	-5.1828	-5.1963	-5.1912	GARCH(1,1)	-4.9441	-4.9307	-4.9442	-4.9391
GARCH(1,2)	-5.1959	-5.1780	-5.1960	-5.1891	GARCH(1,2)	-4.9470	-4.9290	-4.9470	-4.9402
GARCH(2,1)	-5.1941	-5.1761	-5.1942	-5.1873	GARCH(2,1)	-4.9423	-4.9243	-4.9423	-4.9355
GARCH(2,2)	-5.1941	-5.1717	-5.1942	-5.1856	GARCH(2,2)	-4.9452	-4.9227	-4.9453	-4.9367
Etanol									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
GARCH(1,1)	-6.6874	-6.6739	-6.6874	-6.6823	GARCH(1,1)	-5.5940	-5.5805	-5.5940	-5.5889
GARCH(1,2)	-6.6851	-6.6671	-6.6851	-6.6783	GARCH(1,2)	-5.6262	-5.6083	-5.6263	-5.6194
GARCH(2,1)	-6.6965	-6.6785	-6.6965	-6.6897	GARCH(2,1)	-5.5915	-5.5735	-5.5915	-5.5847
GARCH(2,2)	-6.6947	-6.6722	-6.6948	-6.6862	GARCH(2,2)	-5.6287	-5.6062	-5.6287	-5.6202
Milho									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
GARCH(1,1)	-6.4297	-6.4162	-6.4298	-6.4246	GARCH(1,1)	-5.3176	-5.3041	-5.3176	-5.3125
GARCH(1,2)	-6.4281	-6.4101	-6.4281	-6.4213	GARCH(1,2)	-5.3158	-5.2978	-5.3158	-5.3090
GARCH(2,1)	-6.4281	-6.4101	-6.4281	-6.4213	GARCH(2,1)	-5.3183	-5.3003	-5.3184	-5.3115
GARCH(2,2)	-6.4263	-6.4038	-6.4263	-6.4178	GARCH(2,2)	-5.3203	-5.2978	-5.3203	-5.3118
Soja									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
GARCH(1,1)	-5.8561	-5.8426	-5.8561	-5.8510	GARCH(1,1)	-5.5235	-5.5100	-5.5235	-5.5184
GARCH(1,2)	-5.8632	-5.8452	-5.8632	-5.8564	GARCH(1,2)	-5.5819	-5.5639	-5.5819	-5.5751
GARCH(2,1)	-5.8547	-5.8367	-5.8547	-5.8479	GARCH(2,1)	-5.5220	-5.5040	-5.5220	-5.5152
GARCH(2,2)	-5.8614	-5.8389	-5.8614	-5.8529	GARCH(2,2)	-5.5801	-5.5576	-5.5801	-5.5716
Açúcar									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
GARCH(1,1)	-6.9786	-6.9668	-6.9786	-6.9742	GARCH(1,1)	-5.6470	-5.6352	-5.6470	-5.6426
GARCH(1,2)	-6.9775	-6.9618	-6.9776	-6.9716	GARCH(1,2)	-5.6457	-5.6299	-5.6457	-5.6398
GARCH(2,1)	-6.9775	-6.9617	-6.9775	-6.9716	GARCH(2,1)	-5.6453	-5.6295	-5.6453	-5.6394
GARCH(2,2)	-6.9772	-6.9575	-6.9772	-6.9698	GARCH(2,2)	-5.6442	-5.6245	-5.6442	-5.6368

Fonte: Elaboração própria.

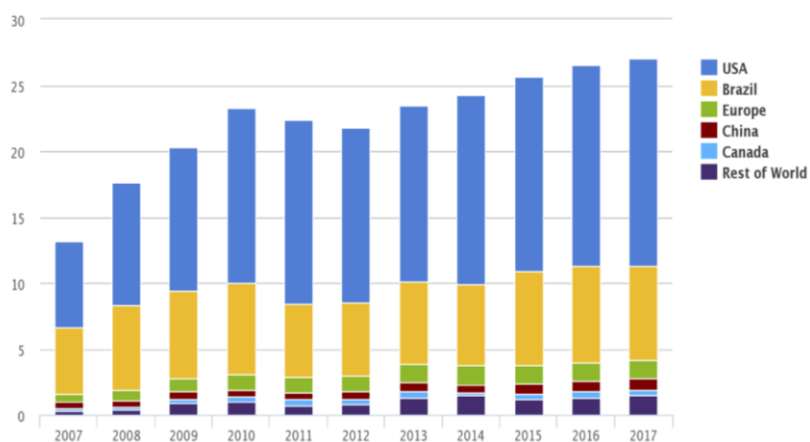
TABELA A4 – Critérios de Informação: Modelos TGARCH

Boi Gordo									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
TGARCH(1,1)	-7.5619	-7.5214	-7.5620	-7.5466	TGARCH(1,1)	-8.0740	-8.0335	-8.0741	-8.0587
TGARCH(1,2)	-7.5671	-7.5221	-7.5673	-7.5501	TGARCH(1,2)	-8.0692	-8.0243	-8.0694	-8.0522
TGARCH(2,1)	-7.5581	-7.5087	-7.4952	-7.5394	TGARCH(2,1)	-8.0675	-8.0180	-8.0677	-8.0488
TGARCH(2,2)	-7.5635	-7.5096	-7.5637	-7.5431	TGARCH(2,2)	-8.0673	-8.0133	-8.0675	-8.0469
Café									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
TGARCH(1,1)	-5.2525	-5.2120	-5.2526	-5.2372	TGARCH(1,1)	-5.2525	-4.9307	-4.9442	-4.9391
TGARCH(1,2)	-5.1959	-5.1780	-5.1960	-5.1891	TGARCH(1,2)	-4.9470	-4.9290	-4.9470	-4.9402
TGARCH(2,1)	-5.1941	-5.1761	-5.1942	-5.1873	TGARCH(2,1)	-4.9423	-4.9243	-4.9423	-4.9355
TGARCH(2,2)	-5.1941	-5.1717	-5.1942	-5.1856	TGARCH(2,2)	-4.9452	-4.9227	-4.9453	-4.9367
Etanol									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
TGARCH(1,1)	-6.6874	-6.6739	-6.6874	-6.6823	TGARCH(1,1)	-5.5940	-5.5805	-5.5940	-5.5889
TGARCH(1,2)	-6.6851	-6.6671	-6.6851	-6.6783	TGARCH(1,2)	-5.6262	-5.6083	-5.6263	-5.6194
TGARCH(2,1)	-6.6965	-6.6785	-6.6965	-6.6897	TGARCH(2,1)	-5.5915	-5.5735	-5.5915	-5.5847
TGARCH(2,2)	-6.6947	-6.6722	-6.6948	-6.6862	TGARCH(2,2)	-5.6287	-5.6062	-5.6287	-5.6202
Milho									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
TGARCH(1,1)	-6.4297	-6.4162	-6.4298	-6.4246	TGARCH(1,1)	-5.3176	-5.3041	-5.3176	-5.3125
TGARCH(1,2)	-6.4281	-6.4101	-6.4281	-6.4213	TGARCH(1,2)	-5.3158	-5.2978	-5.3158	-5.3090
TGARCH(2,1)	-6.4281	-6.4101	-6.4281	-6.4213	TGARCH(2,1)	-5.3183	-5.3003	-5.3184	-5.3115
TGARCH(2,2)	-6.4263	-6.4038	-6.4263	-6.4178	TGARCH(2,2)	-5.3203	-5.2978	-5.3203	-5.3118
Soja									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
TGARCH(1,1)	-5.8561	-5.8426	-5.8561	-5.8510	TGARCH(1,1)	-5.5235	-5.5100	-5.5235	-5.5184
TGARCH(1,2)	-5.8632	-5.8452	-5.8632	-5.8564	TGARCH(1,2)	-5.5819	-5.5639	-5.5819	-5.5751
TGARCH(2,1)	-5.8547	-5.8367	-5.8547	-5.8479	TGARCH(2,1)	-5.5220	-5.5040	-5.5220	-5.5152
TGARCH(2,2)	-5.8614	-5.8389	-5.8614	-5.8529	TGARCH(2,2)	-5.5801	-5.5576	-5.5801	-5.5716
Açúcar									
Spot					Futuro				
Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ	Modelos	AIC	BIC	SIC	HQ
TGARCH(1,1)	-7.0975	-7.0620	-7.0976	-7.0842	TGARCH(1,1)	-5.6343	-5.5988	-5.6344	-5.6210
TGARCH(1,2)	-7.0957	-7.0562	-7.0958	-7.0809	TGARCH(1,2)	-5.6393	-5.5999	-5.6394	-5.6245
TGARCH(2,1)	-7.0947	-7.0513	-7.0948	-7.0784	TGARCH(2,1)	-5.6326	-5.5892	-5.6328	-5.6164
TGARCH(2,2)	-7.0926	-7.0453	-7.0928	-7.0749	TGARCH(2,2)	-5.6315	-5.5842	-5.6317	-5.6138

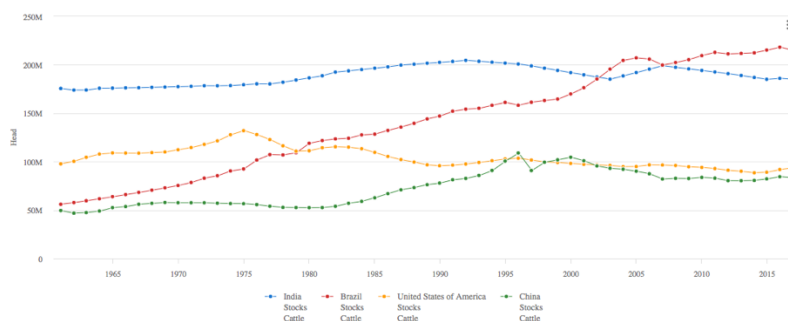
Fonte: Elaboração própria.

FIGURA A1 – Principais países produtores de açúcar (milhões de tonelada)

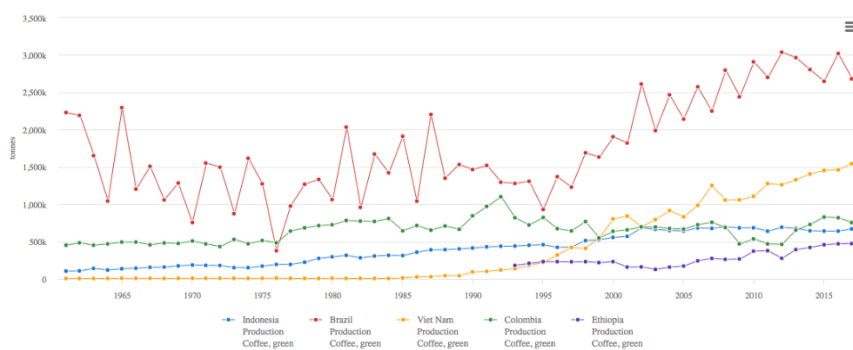
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da USDA.

FIGURA A2 – Principais países produtores de etanol (bilhões de galões)

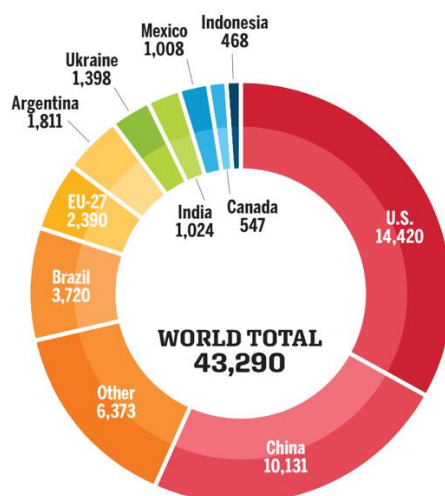
Fonte: USDE/EERE (2018).

FIGURA A3 – Principais países produtores de boi (cabeças)

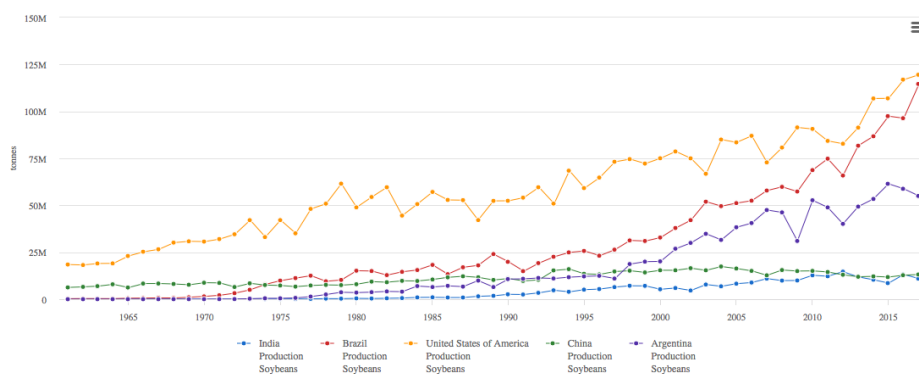
Fonte: FAOSTAT (2019).

FIGURA A4 – Principais países produtores de café (toneladas)

Fonte: FAOSTAT (2019).

FIGURA A5 – Principais países produtores de milho 2018-2019 (milhões de bushels)

Fonte: *World of Corn* (2019).

FIGURA A6 – Principais países produtores de soja (toneladas)

Fonte: FAOSTAT (2019).

TABELA A5 – Parâmetros dos modelos de volatilidade GARCH (Açúcar)

SPOT				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.00000	(0.0021)	0.00000	(0.0784)
ε_{t-1}^2	0.08585	(0.0000)	0.08358	(0.0000)
h_{t-1}	0.91151	(0.0000)	0.917571	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			0.0326035	(0.7121)
FUTURO				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.00001	(0.0743)	0.00017	(0.1319)
ε_{t-1}^2	0.03635	(0.0003)	0.04188	(0.0001)
h_{t-1}	0.94887	(0.0000)	0.957526	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			0.07642	(0.7039)

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A6 – Parâmetros dos modelos de volatilidade GARCH (Etanol)

SPOT				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.0000	(0.0000)	0.0006	(0.0079)
ε_{t-1}^2	0.5220	(0.0000)	0.2626	(0.0002)
h_{t-1}	0.2426	(0.0000)	0.6223	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0.0075	(0.9442)
FUTURO				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.0000	(0.0000)	0.0638	(0.0000)
ε_{t-1}^2	0.2097	(0.0000)	0.6911	(0.0000)
h_{t-1}	0.6481	(0.0000)	0.4708	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0.1495	(0.2342)

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A7– Parâmetros dos modelos de volatilidade GARCH (Boi Gordo)

SPOT				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.00000	(0.00211)	0.0000	(0.0236)
ε_{t-1}^2	0.12615	(0.0000)	0.1001	(0.0000)
h_{t-1}	0.84034	(0.0000)	0.8707	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			0.0138	(0.8572)
FUTURO				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.00000	(0.0021)	0.0001	(0.0935)
ε_{t-1}^2	0.01601	(0.0022)	0.1170	(0.0286)
h_{t-1}	0.96369	(0.0000)	0.9164	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-	
			0.0329	(0.8378)

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A8– Parâmetros dos modelos de volatilidade GARCH (Café Arábica)

SPOT				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.00000	(0.0430)	0.0000	(0.3287)
ε_{t-1}^2	0.03126	(0.0001)	0.0156	(0.0194)
h_{t-1}	0.96435	(0.0000)	0.9820	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0.2433	(0.2208)
FUTURO				
Variância	GARCH (2,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.00001	(0.05536)	0.0000	(0.1803)
ε_{t-1}^2	0.05032	(0.0014)	0.0319	(0.0319)
h_{t-1}	0.92638	(0.0000)	0.9528	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0.2169	(0.3686)

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A9– Parâmetros dos modelos de volatilidade GARCH (Milho)

SPOT				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.0000	(0.0002)	0.0003	(0.0290)
ε_{t-1}^2	0.1964	(0.0000)	0.1106	(0.0000)
h_{t-1}	0.6947	(0.0000)	0.8576	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0.0951	(0.4573)
FUTURO				
Variância	GARCH (2,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.0001	(0.4115)	0.0010	(0.0190)
ε_{t-1}^2	0.0069	(0.4159)	0.1109	(0.0015)
h_{t-1}	0.7905	(0.0016)	0.8203	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			-0.2992	(0.1253)

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A10– Parâmetros dos modelos de volatilidade GARCH (Soja)

SPOT				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.0000	(0.0444)	0.0008	(0.0831)
ε_{t-1}^2	0.0144	(0.0001)	0.0401	(0.0001)
h_{t-1}	0.9777	(0.0000)	0.9565	(0.0000)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			0.1565	(0.4672)
FUTURO				
Variância	GARCH (1,1)		TGARCH (1,1)	
α_0	0.0000	(0.0046)	0.0001	(0.0138)
ε_{t-1}^2	0.1385	(0.0000)	0.0706	(0.0032)
h_{t-1}	0.8763	(0.0000)	-0.9999	(0.0005)
$d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$			0.2029	(0.01771)

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A11 – Estatística Descritiva das Variáveis do Capítulo 2 (2007-2017)

	PIB*	Selic**	Câmbio***	IPCA P. A.**	Expect.**	Commod.	IPCA Alim.**	IPCA**
Mínimo	202704	0.49	1.56	-1.11	0.28	87.96	-1.07	-0.23
Mediana	399099	0.86	2.07	0.33	0.44	129.76	0.68	0.45
Média	393585	0.87	2.33	0.45	0.43	134.12	0.64	0.48
Máximo	565361	1.22	4.05	3.36	0.59	216.68	2.28	1.32
Jarque-Bera	10.52	3.12	19.78	305.93	2.66	8.42	0.42	9.97
(p-valor)	0.0052	0.2103	0.0001	0.0000	0.2641	0.0149	0.8117	0.0068
Observações	131	131	131	131	131	131	131	131

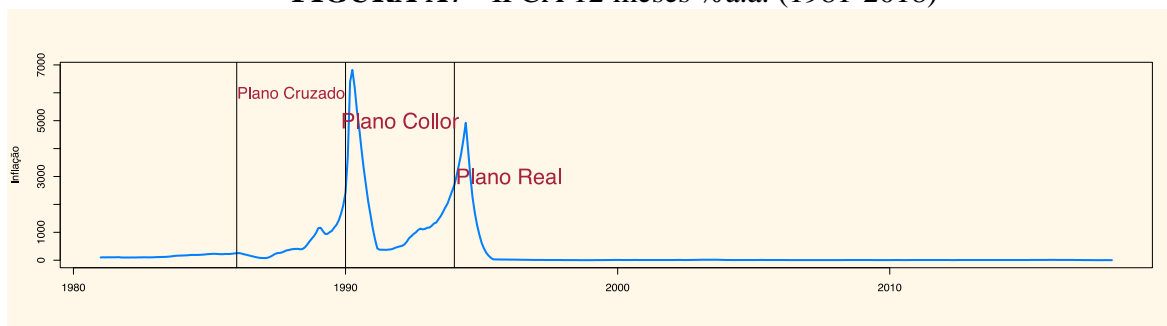
Nota: *em R\$ milhões; **em %a.m.; ***em US\$/R\$.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A12 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão do IPCA (Capítulo 2)

Períodos	PIB	Selic	Câmbio	IPCA P. A.	Expect.	Commod.	IPCA Alim.	IPCA
1	0,07309	0,00108	0,01348	0,25962	0,17407	0,00152	0,25027	0,22688
2	0,06595	0,00914	0,01244	0,28204	0,15746	0,01539	0,23247	0,22511
3	0,06525	0,01174	0,01481	0,28141	0,15541	0,01715	0,22877	0,22547
4	0,06550	0,01321	0,01496	0,28082	0,15494	0,01723	0,22805	0,22530
5	0,06546	0,01396	0,01500	0,28057	0,15478	0,01722	0,22789	0,22510
6	0,06546	0,01412	0,01501	0,28053	0,15474	0,01722	0,22786	0,22505
12	0,06545	0,01418	0,01502	0,28054	0,15472	0,01722	0,22784	0,22504
24	0,06545	0,01418	0,01502	0,28054	0,15472	0,01722	0,22784	0,22504
36	0,06545	0,01418	0,01502	0,28054	0,15472	0,01722	0,22784	0,22504

Fonte: Elaboração própria.

FIGURA A7 - IPCA 12 meses %a.a. (1981-2018)

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A13 – Estatística Descritiva das Variáveis do Capítulo 3 (2003-2018)

	IPCA	Expectativas	Selic	PIB	Hiato
Mínimo	2.46	3.40	6.40	1503590	-104840.50
Mediana	5.91	5.40	11.82	3843656	597.90
Média	6.359	5.32	12.69	4004727	0.00
Máximo	17.24	11.72	26.32	6794956	71139.00
Jarque-Bera	224.04	377.83	51.69	16.64	10.39
(p-valor)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0055
Observações	189	189	189	189	189

Nota: *em R\$ milhões; **em %a.m.; ***em US\$/R\$.

Fonte: Elaboração própria.

TABELA A14 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão da Selic (Capítulo 3)

Períodos	Hiato	Desvio	Selic
1	0.01221	0.04846	0.93934
2	0.08031	0.04501	0.87468
3	0.08230	0.08687	0.83083
4	0.07894	0.12809	0.79297
5	0.07542	0.15963	0.76494
6	0.07273	0.18192	0.74536
12	0.06741	0.22390	0.70869
24	0.06691	0.22774	0.70535
30	0.06691	0.22777	0.70533

Fonte: Elaboração própria.

ANEXO A – CONTRATO FUTURO DE AÇÚCAR



ICE Futures U.S.
Jan 3, 2019

ICE FUTURES U.S.

Sugar No. 11 Futures

Contract Specifications

Description	The Sugar No. 11 contract is the world benchmark contract for raw sugar trading. The contract prices the physical delivery of raw cane sugar, free-on-board the receiver's vessel to a port within the country of origin of the sugar.
Commodity Code	SB
Contract Size	112,000 pounds
Price Quotation	Cents and hundredths of a cent per pound to two decimal places
Contract Series	March, May, July and October
Minimum Price Fluctuation	1/100 cent/lb., equivalent to \$11.20 per contract.
Settlement	Physical delivery, FOB receiver's vessel
Grade/Standards/Quality	Raw centrifugal cane sugar based on 96 degrees average polarization.
Daily Price Limit	None
Deliverable Growths	<p>Growths of Argentina, Australia, Barbados, Belize, Brazil, Colombia, Costa Rica, Dominican Republic, El Salvador, Ecuador, Fiji Islands, *French Antilles, Guatemala, Honduras, India, Jamaica, Malawi, Mauritius, Mexico, Mozambique, Nicaragua, Peru, Republic of the Philippines, South Africa, Swaziland, Taiwan, Thailand, Trinidad, United States, and Zimbabwe.</p> <p>*French Antilles will not be a deliverable origin commencing with the July 2016 expiry.</p>

ICE Help Desk: Atlanta + 1 770 738 2101, London + 44 (0)20 7488 5100 or ICEHelpdesk@theice.com

1

Fonte: ICE Futures U.S. (2018).

ANEXO B – CONTRATO FUTURO DE ETANOL



Contrato Futuro de Etanol Hidratado com Liquidação Financeira – Especificações –

1. Definições

- Contrato (especificações):** termos e regras sob os quais as operações serão realizadas e liquidadas.
- Preço de ajuste (PA):** preço de fechamento, expresso em reais por metro cúbico de etanol hidratado, apurado e/ou arbitrado diariamente pela BM&FBOVESPA, a seu critério, para cada um dos vencimentos autorizados, para efeito de atualização do valor das posições em aberto e de apuração do valor de ajustes diários e de liquidação das operações *day trade*.
- Taxa de câmbio referencial:** taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América descrita no Anexo III do Ofício Circular 058/2002-DG, de 19 de abril de 2002.
- PTAX:** taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos, cotação de venda, divulgada pelo Banco Central do Brasil (Bacen), por intermédio do Sisbacen, transação PTAX800, opção "5", cotação de fechamento, para liquidação em dois dias, a ser utilizada com, no máximo, sete casas decimais, relativa ao último dia do mês anterior ao da operação.
- Dia útil:** dia em que ocorre pregão na BM&FBOVESPA.

2. Objeto de negociação

Etanol Hidratado Combustível, segundo as especificações da Agência Nacional de Petróleo (ANP).

3. Cotação

Reais por metro cúbico (1.000 litros) de etanol hidratado, conforme as especificações definidas no item 2, com duas casas decimais, livres de ICMS, PIS/COFINS.

4. Variação mínima de apregoação

R\$0,50 (cinquenta centavos) por metro cúbico.

5. Oscilação máxima diária

Conforme estabelecida pela BM&FBOVESPA.

Para o primeiro vencimento em aberto, o limite de oscilação será suspenso nos três últimos dias de negociação. A BM&FBOVESPA poderá alterar o limite de oscilação de preços de qualquer vencimento a qualquer tempo, mesmo no decurso do pregão, mediante comunicado ao mercado com 30 minutos de antecedência.

6. Unidade de negociação

30 metros cúbicos (30.000 litros).

7. Meses de vencimento

Todos os meses.

8. Número de vencimentos em aberto

Conforme autorização da BM&FBOVESPA.

9. Data de vencimento e último dia de negociação

Último dia útil do mês de vencimento do contrato.

10. Dia útil

Considera-se dia útil, para efeito deste contrato, o dia em que há pregão na BM&FBOVESPA.

Para efeito de liquidação financeira e de atendimento a chamadas de margem, a que se referem os itens 11, 12, 13.1 e 18.2, considerar-se-á dia útil o dia que, além de haver pregão na BM&FBOVESPA, não for feriado bancário na praça de Nova Iorque, Estados Unidos da América.

11. Day trade

São admitidas operações *day trade* (compra e venda, no mesmo dia de pregão, da mesma quantidade de contratos para o mesmo vencimento), que se liquidarão automaticamente, desde que realizadas em nome do mesmo cliente, por intermédio da mesma corretora e sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação, ou realizadas pelo mesmo Operador Especial, sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação. A liquidação financeira dessas operações será realizada no dia útil subsequente, sendo os valores apurados de acordo com o item 12(a), observado, no que couber, o disposto no item 19.

12. Ajuste diário

As posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, determinado segundo regras estabelecidas pela Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente, observado, no que couber, o disposto no item 19.

O ajuste diário das posições em aberto será realizado até a data de vencimento do contrato, de acordo com

as seguintes fórmulas:

a) ajuste das posições realizadas no dia

$$AD_t = (PA_t - PO) \times 30 \times n \quad (1)$$

b) ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD_t = (PA_t - PA_{t-1}) \times 30 \times n \quad (2)$$

onde:

AD_t = valor do ajuste diário, em reais, referente à data "t";

PA_t = preço de ajuste, em reais, na data "t", para o vencimento respectivo;

PO = preço da operação, em reais;

n = número de contratos;

PA_{t-1} = preço de ajuste do dia útil anterior à data "t", em reais, para o vencimento respectivo.

O valor do ajuste diário (AD_t), calculado conforme demonstrado acima, se positivo, será creditado ao cliente-comprador e debitado ao cliente-vendedor. Caso o cálculo apresente valor negativo, será debitado ao cliente-comprador e creditado ao cliente-vendedor.

13. Liquidação no vencimento

As posições que não forem encerradas em pregão até o último dia de negociação, mediante a realização de operações de natureza (compra ou venda) inversa, serão liquidadas no vencimento por um índice de preços, conforme item abaixo.

13.1 Liquidação por índice de preços

As posições em aberto, após o encerramento do pregão do último dia de negociação serão liquidadas pela BM&FBOVESPA na data de vencimento, mediante o registro de operação de natureza (compra ou venda) inversa à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo preço calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$PO_t = \frac{\sum_{i=(d-4)}^d IHIDRATADO_i}{5}$$

onde:

PO_t = preço da operação relativa à liquidação por índice de preços, expresso em reais por metro cúbico;

$IHIDRATADO_t$ = Indicador de Preço Disponível do Etanol Hidratado BM&FBOVESPA, para a região de Paulínia (SP), expresso em reais por metro cúbico, apurado por instituição renomada em coleta de preços, definida em Ofício Circular, e divulgado no site da Bolsa;

$d - 4$ = quarto dia útil anterior ao último dia de negociação;

d = data de vencimento do contrato e último dia de negociação.

Os valores relativos à liquidação da posição por índice de preços serão liquidados financeiramente no dia útil subsequente ao último dia de negociação, observado, no que couber, o disposto no [item 19](#).

14. Operações *ex-pit*

Serão permitidas operações *ex-pit*, até o último dia de negociação, desde que atendidas as condições estabelecidas pela BM&FBOVESPA. Essas operações serão divulgadas pela Bolsa, mas não serão submetidas à interferência do mercado.

15. Hedgers

Agente operador de etanol, usinas produtoras, cooperativas de produtores, empresa comercializadora de etanol, distribuidoras de combustíveis, exportadores, importadores e indústrias de insumo.

16. Margem de garantia

Será exigida margem de garantia de todos os comitentes com posição em aberto, cujo valor será atualizado diariamente pela Bolsa, de acordo com os critérios de apuração de margem para contratos futuros.

A conversão dos valores de margem, quando necessária, será realizada observando-se, no que couber, o disposto no [item 19](#).

17. Ativos aceitos como margem

Aqueles aceitos pela Bolsa.

18. Custos operacionais

18.1 Taxas da Bolsa

Taxas de emolumentos, de registro e de permanência, apuradas conforme cálculo estabelecido pela Bolsa.

**18.2 Datas de pagamento**

18.2.1 As taxas de emolumentos e de registro são devidas no dia útil seguinte ao da operação, observado, no que couber, o disposto no item 19.

18.2.2 A taxa de permanência é devida na data determinada pela Bolsa.

19. Forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira e à conversão dos valores de margem de garantia e dos custos operacionais

A liquidação financeira das operações day trade, dos ajustes diários no vencimento e dos custos operacionais, bem como a conversão dos valores de margem de garantia, será realizada conforme determinado a seguir.

19.1 Clientes residentes

Em reais, de acordo com os procedimentos estabelecidos pela Câmara de Registro, Compensação e Liquidação de Operações de Derivativos da BM&FBOVESPA.

19.2 Clientes não residentes

Em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova Iorque, Estados Unidos da América, por meio das instituições liquidantes das operações da BM&FBOVESPA no Exterior, por ela indicados.

A conversão dos valores financeiros, quando for o caso, será feita pela taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA, definida no item 1, relativa à data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:

- a) na liquidação de operações *day trade*: a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia da operação;
- b) na liquidação de ajuste diário: a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia a que o ajuste se refere;
- c) na conversão dos valores de margem de garantia depositados em dólares dos Estados Unidos da América: a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia da operação.

Já a conversão dos valores relacionados aos custos operacionais, quando for o caso, será feita pela PTAX, definida no item 1.

20. Normas complementares

Fazem parte integrante deste contrato, no que couber, a legislação em vigor, as normas e os procedimentos da BM&FBOVESPA, definidos em seus Estatuto Social, Regulamento de Operações e Ofícios Circulares, observadas, adicionalmente, as regras específicas das autoridades governamentais que possam afetar os termos nele contidos.

ANEXO C – CONTRATO FUTURO DE BOI GORDO

.1.

CONTRATO FUTURO DE BOI GORDO COM LIQUIDAÇÃO FINANCEIRA – Especificações –

1. Definições

Taxa de Câmbio Referencial: taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América, apurada pela B3 para liquidação em 1 (um) dia.

PTAX: taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América, cotação de venda, negociada no segmento de taxas livremente pactuadas, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 3.568/2008, conforme alterada, do Conselho Monetário Nacional (CMN), apurada e divulgada pelo Banco Central do Brasil.

B3 B3 S.A. – Brasil, Bolsa, Balcão

2. Objeto de negociação

Bovinos machos, com 16 (dezesseis) arrobas líquidas ou mais de carcaça e idade máxima de 42 (quarenta e dois) meses.

3. Negociação e Liquidação

O contrato é admitido à negociação no mercado de bolsa administrado pela B3 e liquidado na Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA pelo módulo de liquidação pelo saldo líquido multilateral.

4. Unidade de negociação

330 (trezentas e trinta) arrobas líquidas.

5. Cotação

Reais por arroba líquida, com duas casas decimais, excluída a Contribuição Especial da Seguridade Social Rural (CESSR).

6. Variação mínima de apregoação

R\$0,05 (cinco centavos de real).

7. Meses de vencimento

Todos os meses.

8. Data de vencimento e último dia de negociação

A data de vencimento e o último dia de negociação ocorrem no último dia útil do mês de vencimento.

.2.

9. Ajuste diário

As posições em aberto ao final de cada sessão de negociação serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, com movimentação financeira no dia útil subsequente.

O ajuste diário das posições em aberto será realizado até o vencimento do contrato, de acordo com as seguintes fórmulas:

a) Ajuste das operações realizadas no dia

$$AD = (PA_t - PO) \times 330 \times n$$

b) Ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD = (PA_t - PA_{t-1}) \times 330 \times n$$

No qual:

AD = valor do ajuste diário;

PA_t = preço de ajuste do dia;

PO = preço da operação;

n = número de contratos;

PA_{t-1} = preço de ajuste do dia anterior.

O valor do ajuste diário (AD), calculado conforme demonstrado acima, se positivo, será creditado ao comprador e debitado ao vendedor. Caso o cálculo acima apresente valor negativo, será debitado ao comprador e creditado ao vendedor.

10. Operações ex-pit

Serão permitidas operações ex-pit, até o último dia de negociação, desde que atendidas as condições estabelecidas pela B3 em seus regulamentos e manuais.

11. Liquidação

As posições, que não forem encerradas até o último dia de negociação, serão liquidadas financeiramente pela B3, na data do vencimento, por meio do registro de operação de natureza (compra ou venda) inversa à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo preço calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$PO_i = \frac{\sum_{n=0}^4 Indice_{t-n}}{5}$$

.3.

No qual:

PO_i = preço da operação relativa à liquidação da posição por índice de preços, expressos em reais por arroba líquida;

$Indice_{t-n}$ = Indicador de Preço Disponível do Boi Gordo, divulgado pela B3 em seu site, expresso em reais por arroba líquida, apurado por instituição renomada em coleta de preços, definida em Ofício Circular, para a data t-n;

t = data de vencimento do contrato.

Os valores relativos à liquidação da posição por índice de preços serão liquidados financeiramente no primeiro dia de negociação subsequente à sessão de negociação do último dia de negociação.

O preço da operação (PO) poderá ser arbitrado a critério da B3.

12. Forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira.

A liquidação financeira das operações day trade, dos ajustes diários e no vencimento, é realizada conforme determinado a seguir.

12.1. Comitentes residentes

A liquidação é realizada em reais, conforme estabelecido no Manual de Procedimentos Operacionais da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA.

12.2. Comitentes não residentes

A liquidação é realizada em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova York, Estados Unidos da América, por meio de instituições liquidantes autorizadas pela B3.

A conversão monetária dos valores financeiros é realizada pela taxa de câmbio referencial, relativa à data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado:

- a) Na liquidação de operações day trade: utiliza-se a taxa de câmbio referencial do dia da operação;
- b) Na liquidação de ajuste diário: utiliza-se a taxa de câmbio referencial da data a que o ajuste diário se refere;
- c) Na liquidação financeira no vencimento, utiliza-se a taxa de câmbio referencial do dia útil anterior ao dia da liquidação financeira.

.4.

13. Margem de garantia

Será exigida margem de garantia de comitentes com posição em aberto conforme estabelecido no Manual de Administração de Risco da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA e no Manual de Procedimentos Operacionais da Câmara de Compensação e Liquidação BM&FBOVESPA.

14. Legislação e normativos aplicáveis

O presente contrato é regido e interpretado em conformidade com a legislação em vigor na República Federativa do Brasil, incluindo a regulação emitida pelas autoridades competentes e as determinações de autoridades judiciais e administrativas que venham a gerar efeitos sobre o presente contrato, bem como as regras e os procedimentos divulgados pela B3, sobretudo aqueles previstos em seu Estatuto Social, seus regulamentos, manuais e Ofícios Circulares, observados, adicionalmente, o Regulamento da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA, o Manual de Procedimentos Operacionais da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA e o Manual de Administração de Risco da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA.

Na hipótese de situações não previstas no presente contrato, bem como de medidas governamentais ou de quaisquer outros fatos, que impactem a formação, a maneira de apuração ou a divulgação de suas variáveis, ou que impliquem, inclusive, sua descontinuidade, a B3 tomará as medidas que julgar necessárias, a seu critério, visando à liquidação do presente contrato ou à sua continuidade em bases equivalentes.

ANEXO D – CONTRATO FUTURO DE CAFÉ ARÁBICA

.1.

CONTRATO FUTURO DE CAFÉ ARÁBICA 4/5

– Especificações –

1. Definições

Taxa de câmbio referencial:

taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América, apurada pela B3 para liquidação em 1 (um) dia.

PTAX:

taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América, cotação de venda, negociada no segmento de taxas livremente pactuadas, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 3.568/2008, conforme alterada, do Conselho Monetário Nacional (CMN), apurada e divulgada pelo Banco Central do Brasil.

Preço de ajuste (PA):

preço de fechamento, expresso em dólares dos Estados Unidos da América por saca, apurado e/ou arbitrado diariamente pela B3, a seu critério, para cada um dos vencimentos autorizados, para efeito de atualização do valor das posições em aberto e de apuração do valor de ajustes diários e de liquidação das operações *day trade*.

Depositários do Agronegócio (DA):

estabelecimento depositário cadastrado pela B3 autorizado a efetuar entregas de café arábica para liquidação do Contrato.

B3:

B3 S.A. – Brasil, Bolsa, Balcão

2. Objeto de negociação

Café cru, em grão, de produção brasileira, *coffea arabica*, tipo 4-25 (4/5) ou melhor, bebida dura ou melhor, para entrega no Município de São Paulo, SP, Brasil.

3. Negociação e Liquidação

O contrato é admitido à negociação no mercado de bolsa administrado pela B3 e liquidado na Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA pelo módulo de liquidação pelo saldo líquido multilateral.

4. Cotação

Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 quilogramas líquidos, com duas casas decimais.

.2.

5. Variação mínima de apregoação

US\$0,05 (cinco centavos de dólar dos Estados Unidos da América) por saca de 60 quilogramas líquidos.

6. Tamanho do contrato

100 sacas de 60 quilogramas líquidos ou 6.000 quilogramas líquidos.

7. Meses de vencimento

Março, maio, julho, setembro e dezembro.

8. Data de vencimento e último dia de negociação

Sexto dia útil anterior ao último dia útil do mês de vencimento. Nesse dia, não se admitirão abertura de novas posições vendidas nem operações *day trade*.

9. Ajuste diário

As posições em aberto ao final de cada sessão de negociação serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, determinado segundo regras estabelecidas pela B3, com movimentação financeira no dia útil subsequente.

O ajuste diário das posições em aberto será realizado até o dia útil anterior ao dia de alocação do Aviso de Entrega, de acordo com as seguintes fórmulas:

a) Ajuste das operações realizadas no dia

$$AD = (PA_t - PO) \times 100 \times n$$

b) Ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD = (PA_t - PA_{t-1}) \times 100 \times n$$

No qual:

AD = valor do ajuste diário;

PA_t = preço de ajuste do dia;

PO = preço da operação;

n = número de contratos;

PA_{t-1} = preço de ajuste do dia anterior.

O valor do ajuste diário (AD), calculado conforme demonstrado acima, se positivo, será creditado ao comprador e debitado ao vendedor. Caso o cálculo acima apresente valor negativo, será debitado ao comprador e creditado ao vendedor.

10. Pontos de entrega

A entrega deverá ser realizada em unidades armazenadoras cadastradas pela B3 na categoria Depósitos do Agronegócio (DA) - café.

.3.

No caso de entrega em localidade diferente do Município de São Paulo, haverá dedução do custo de frete para apuração do valor de liquidação.

11. Certificado de classificação e arbitragem

A classificação será solicitada pelo comitente-vendedor à B3, por intermédio do DA, em formulário por ela adotado, no qual deverão constar o número de lotes, o tipo de sacaria, e a quantidade de sacas ou de *big bags* de cada lote.

A B3 registrará a requisição de classificação e atenderá ao serviço pela ordem de entrada respectiva. O fornecimento do Certificado de Classificação será efetuado dentro de cinco dias úteis pela B3, contados da data de recebimento das respectivas amostras, desde que entregues até dez dias úteis antes do último dia do período de registro do Aviso de Entrega. No caso de as amostras serem entregues após os dez dias úteis anteriores à data de término do período de registro do Aviso de Entrega, a B3 não se responsabiliza pela entrega dos resultados antes do término do período de registro do Aviso de Entrega.

As amostras do lote a serem extraídas pelo DA após o ensaue deverão estar em embalagem lacrada, das quais uma se destinará ao comitente-comprador para exame de qualidade; as demais ficarão disponíveis para eventuais arbitramentos da qualidade da mercadoria entregue e solicitação de conformidade. O número de vias de amostras será determinado pela B3.

A B3 verificará, quando solicitada pelo atual ou pelo futuro proprietário do café, o estado da sacaria ou dos *big bags* do café que compõem os lotes depositados nos DAs, e analisará tipo, peneiras, cor, aspecto e umidade, a fim de constatar sua conformidade. Os custos do referido serviço serão cobrados do solicitante. Os lotes encontrados em desacordo poderão ter seus Certificados de Classificação cancelados.

A B3 poderá, em fiscalização periódica e a seu critério, retirar amostra do café certificado e analisá-la em todos os seus quesitos para verificar eventuais discrepâncias de qualidade motivadas por armazenamento inadequado que, se comprovado, poderá implicar penalidade ao DA e cancelamento dos Certificados de Classificação.

Será permitido o reensaue, total ou parcial, de café vazado por ruptura de sacaria ou de *big bags* de lote já classificado. Verificado o vazamento, o DA notificará o comitente-depositante e a B3 e procederá ao reensaue no prazo de dez dias da constatação do vazamento, por conta e ordem do comitente. Se a B3, em inspeção eventual, constatar vazamento da sacaria ou dos *big bags* que compõem um lote, que não tenha sido notificado pelo DA ou pelo comitente depositante, o certificado poderá ser cancelado e o DA ser penalizado.

.4.

12. Condições de liquidação no vencimento

12.1. Período de registro do Aviso de Entrega

Os comitentes-vendedores que optarem pelo não encerramento de suas posições em sessão de negociação até o último dia de negociação deverão registrar eletronicamente o documento denominado "Aviso de Entrega", no período que tem início no primeiro dia útil do mês de vencimento e termina às 18h do sétimo dia útil anterior ao último dia útil do mês de vencimento.

O Aviso de Entrega, além de servir como identificador dos lotes de café a serem entregues, constitui instrumento hábil por meio do qual o comitente-vendedor outorgará à B3 amplos poderes com o fim específico de que esta possa realizar a transferência, perante o DA, dos lotes de café de propriedade do comitente-vendedor para o comitente-comprador ou pessoa por este indicada.

12.2. Procedimentos de Registro Eletrônico e Alocação do Aviso de Entrega

Até a data do registro eletrônico do Aviso de Entrega, o DA deverá, obrigatoriamente, em nome do comitente-vendedor e por meio da Corretora que o representa, enviar à B3 os seguintes documentos:

- "Declaração de propriedade e romaneio de peso da mercadoria", que (i) declara a inexistência de ônus de qualquer natureza, inclusive pendências fiscais, sobre a mercadoria; (ii) certifica serem novos e estarem em perfeito estado de conservação a sacaria ou os *big bags* que compõem o lote; e (iii) certifica estarem pagas as despesas de armazenagem e seguro, sobre os riscos de praxe da mercadoria, pelo prazo de 15 dias, a contar da data de emissão do Aviso de Entrega; e
- "Ordem de transferência", que comunica à B3 o conhecimento do DA acerca da decisão do comitente-vendedor em realizar a transferência dos lotes de sua propriedade para um terceiro (comitente-comprador ou terceiro por ele indicado), em razão da liquidação física realizada por meio da B3.

O comitente-vendedor deverá, por intermédio de sua Corretora, registrar os Certificados de Classificação que receber, os quais deverão ser confirmados eletronicamente pelo DA.

Os Avisos de Entrega serão alocados pela B3 aos comitentes-compradores no dia útil seguinte à data de seu registro eletrônico.

Os Avisos de Entrega serão colocados à disposição para escolha pelos clientes com posição compradora. A B3 oferecerá os lotes constantes

.5.

desses avisos aos comitentes-compradores, sendo que terão prioridade para alocação aqueles cujas posições tenham sido abertas há mais tempo. Não havendo interessados pelo recebimento da mercadoria no todo ou em parte, a B3 determinará que o(s) comitente(s)-comprador(es) com a(s) posição(ões) mais antiga(s) receba(m) a mercadoria.

Os Avisos de Entrega apresentados em determinado dia, que não forem escolhidos durante a sessão de negociação, serão determinados para os comitentes-compradores seguindo o ranking de antiguidade de posições do início do mesmo dia, independentemente das operações por eles efetuadas durante o dia ou na sessão *after-hours* do dia anterior.

12.3. Indicação de terceiros e faturamento

Os comitentes-vendedores residentes no Brasil poderão indicar terceiros para entregar o café, desde que o façam antes do registro eletrônico do Aviso de Entrega. Os comitentes-vendedores não residentes deverão, obrigatoriamente, nomear substituto residente no Brasil para entregar o café, desde que o façam antes do registro eletrônico do Aviso de Entrega.

Os comitentes-compradores poderão indicar terceiros para receber o café. O comprador não residente, no caso de desejar receber o café, deverá, obrigatoriamente, nomear um representante legal para providenciar o transporte e o embarque da mercadoria para exportação, bem como atender às demais exigências definidas pela Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

Os terceiros assumirão todas as obrigações e exigências deste Contrato até sua liquidação final. Em qualquer hipótese, os comitentes-compradores e os comitentes-vendedores originais permanecerão responsáveis por todas as obrigações dos terceiros indicados, de qualquer natureza, até a liquidação final do contrato.

O comitente-comprador, seu substituto ou seu representante legal deverá enviar à B3, por intermédio de sua Corretora, as informações solicitadas para faturamento até as 16h do segundo dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega.

12.4. Formação do(s) lote(s)

- Os tipos serão 4-25 (4/5) ou melhor, não se admitindo tipos inferiores. O faturamento será feito sem ágio quando o tipo for superior a 4-25 (4/5).

.6.

- O café, que não poderá ser resultante de salvados de incêndio nem conter corpos estranhos além dos que lhe sejam próprios, deverá estar ensacado em:
 - i) *sacas novas nacionais de juta, não viajadas, tipo 2J ou 3J de primeira qualidade, em perfeito estado de conservação e costuradas à máquina, bem identificáveis, com peso mínimo de 520 gramas e 3% de tolerância, isentas de hidrocarbonetos e tratadas com óleo vegetal; ou*
 - ii) *sacas novas nacionais de tecido de polipropileno, não viajadas, de primeira qualidade, em perfeito estado de conservação e costuradas à máquina, bem identificáveis, com peso mínimo de 250 gramas e 3% de tolerância, sem odores.*
- **No caso de o café ser entregue embalado em big bags:**
 - i) *deverão estar em ótimo estado de conservação e poderão ser retornáveis, e as embalagens aceitas serão de capacidade igual a 1.200 quilogramas líquidos, formadas por tecido de polipropileno, travado, com dimensões iguais a 1,08 metro de largura, 1,08 metro de comprimento e 1,40 metro de altura, com peso mínimo de 3,00 quilogramas e máximo de 3,70 quilogramas.*
- O café deve ser classificado pela B3, conforme os regulamentos desta, que estão de acordo com a legislação em vigor – Lei 9.972, de 25 de maio de 2000; Decreto 3.664, de 17 de novembro de 2000; Instrução Normativa 8, de 11 de junho de 2003; e Decreto Federal 6.268, de 22 de novembro de 2007 –, depositado em DA e formado em lotes.
- Não podem ser entregues cafés com aspecto mau, chuvado, barrento, úmido ou mal seco, e cafés infestados ou de gostos/cheiro estranhos aos característicos do café arábica.
- Será(ão) admitido(s) até o máximo de:
 - i) 8% de grãos brocados ou carunchados; e
 - ii) 1% de grãos cabeça.
- Peneiras:
 - i) Serão admitidas entregas de lotes de cafés chato de peneira não inferiores a 15 acima, com vazamento da peneira 15 de no máximo 30%, sendo o máximo de 10% para a peneira 13. Os lotes compostos por grãos chatos poderão conter o máximo de 10% de grãos moca.
 - ii) Serão admitidas entregas de lotes de cafés moca, sendo aceitas as peneiras 9,10 e 11 ou superiores, com vazamento de no máximo 20% do moca 10. Os lotes compostos por grãos moca poderão conter o máximo de 10% de grãos chatos.
- Para a formação do lote, a cor do café será verde ou esverdeada, compreendendo-se por esverdeada a cor característica da safra em curso ou da imediatamente anterior.

.7.

- Não serão admitidos cafés com ligas de safras.
- Na entrega, mantidas as mesmas características iniciais, será admitida variação de cor, em função do espaço de tempo decorrido entre a data de emissão do Certificado de Classificação e a data de entrega.
- Não poderão ser entregues lotes alterados por más condições de armazenagem.
- O lote terá, no máximo, 100 sacas de 60 quilogramas líquidos ou 6.000 quilogramas líquidos e será formado em um só DA cadastrado, onde a mercadoria estiver depositada. Não serão permitidas entregas de diferentes tipos de embalagens no mesmo lote.
- Para compor a unidade de negociação, será permitida a entrega de, no mínimo, 100 sacas ou 6.000 quilogramas líquidos. Caso o comitente queira transferir o café de um DA para outro, poderá fazê-lo sem perder a validade do Certificado de Classificação, mas arcando com os custos respectivos. A transferência deverá ser solicitada por Corretora e autorizada pela B3, que designará um funcionário ou uma Supervisora de Qualidade cadastrada para acompanhar a transferência. Se, durante o processo de transferência, a sacaria ou os *big bags* sofrer danos, esta deverá ser trocada, às expensas do proprietário do café, sob pena de o Certificado de Classificação ser cancelado. O funcionário da B3 ou da Supervisora de Qualidade cadastrada que acompanhará a transferência poderá, por critério próprio, solicitar ao proprietário do café a troca da sacaria ou dos *big bags*, sob pena de o Certificado de Classificação ser cancelado.

12.5. Liquidação financeira no vencimento

A liquidação financeira no vencimento do contrato, por parte do comprador, relativa à entrega e ao recebimento da mercadoria, será realizada no terceiro dia útil subsequente à data de alocação do Aviso de Entrega. O repasse desse valor ao vendedor, pela B3, ocorrerá no quinto dia útil subsequente à data de alocação do Aviso de Entrega.

O valor de liquidação por contrato será calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$VL = \left\{ \left[C \times \left(1 - \frac{D_1}{100} \right) \right] - D_2 \right\} \times P$$

No qual:

VL = valor de liquidação financeira por contrato;

C = preço de ajuste da sessão de negociação anterior à data de alocação do Aviso de Entrega ao comprador;

D₁ = deságio percentual, se houver, em função do tempo decorrido desde a data de emissão do Certificado de Classificação até a data de alocação do Aviso de Entrega;

.8.

D_2 = deságio de frete, se houver. Os deságios de frete são publicados periodicamente pela B3;
 P = peso líquido total do lote entregue para liquidação de um contrato, expresso em quilogramas, com duas casas decimais.

O deságio por tempo de emissão do Certificado de Classificação será de 0,5% a cada 30 dias, incidindo o primeiro deságio no 91º dia da data de emissão do Certificado de Classificação, para amostras de café com origem no litoral. Quando a amostra de café for originária de região do planalto, o primeiro deságio de 0,5% incidirá sobre o Certificado de Classificação a partir do 151º dia da data de sua emissão.

O comitente-comprador poderá solicitar a pesagem do café no ato de seu recebimento. Caso essa pesagem difira daquela certificada pelo DA, o valor de liquidação será ajustado na proporção da diferença de peso verificada. A despesa de pesagem correrá por conta do comprador.

Se o café estiver sujeito a arbitramento, a B3 pagará à Corretora, e esta ao vendedor, 80% do valor de liquidação financeira; o saldo será pago no dia útil seguinte ao de aceitação final do café pelo comprador.

O faturamento será feito sem ágio quando o tipo for superior a 4-25 (4/5).

Os DAs são responsáveis, perante os proprietários de café, pela guarda e pela conservação dos lotes de café depositados em seus estabelecimentos, bem como por quaisquer eventos que venham a afetá-los. Em qualquer hipótese, o proprietário do café permanece como único e exclusivo responsável pelo cumprimento das suas obrigações perante a B3.

12.6. Outras condições

A entrega da mercadoria deverá ser efetivada mediante seu faturamento pelo vendedor ao comprador, de acordo com a legislação em vigor. Caso essa legislação estabeleça a incidência de ICMS, seu valor deverá ser acrescido ao valor de liquidação, para efeito de faturamento. Não será permitido o repasse de crédito de ICMS nas entregas de café em que comprador e vendedor estejam estabelecidos no mesmo Estado da Federação, a menos que a legislação do ICMS o exija.

Quando o vendedor for produtor rural, de acordo com a legislação em vigor, a Contribuição de Seguridade Social será descontada do valor de liquidação. O recolhimento dessa contribuição será de responsabilidade do comprador. O comprador deverá enviar à B3 a comprovação desse recolhimento.

.9.

O recolhimento de PIS e Cofins, quando devidos, será de responsabilidade do vendedor. Seu valor será considerado incluído no preço de negociação, não afetando, portanto, o valor de liquidação.

A B3 emitirá certificado em que constarão tipo de produto entregue, quantidade e valor de liquidação financeira (anexado de cópia do Certificado de Classificação), que será utilizado, quando for o caso, pelo representante legal do comprador não residente, na obtenção dos registros de venda e de exportação, conforme exigido pela Secex.

12.7. Força maior

Em caso de impossibilidade de liquidação por entrega física, decorrente de alterações nas normas em vigor ou de quaisquer outros motivos reconhecidos pela B3 como de caso fortuito ou de força maior, esta poderá, a seu critério, estender prazos e datas de liquidação e/ou determinar a liquidação financeira da operação, definindo os preços para tal.

12.8. Penalidades

O atraso na apresentação à B3 dos dados para faturamento pelo comitente-comprador e da nota fiscal pelo comitente-vendedor resulta na aplicação, a critério da B3 e em seu favor, de multa não inferior a 1% ao dia sobre o valor de liquidação, que recairá sobre a parte que não tiver cumprido sua obrigação.

13. Arbitramento

Caso o lote recebido não tenha sido previamente arbitrado, o comprador poderá pedir arbitramento à B3, dentro do prazo de dois dias úteis do recebimento da documentação da mercadoria adquirida.

Se as condições do café divergirem das descritas neste Contrato, o vendedor ficará obrigado, dentro de dois dias úteis da notificação do resultado do arbitramento, a substituir os respectivos lotes por outros, que se enquadrem nos tipos, na bebida e nas demais condições admitidas.

A decisão do arbitramento será final, contra a qual não caberá nenhum recurso.

Estando os lotes arbitrados, o comprador poderá, ainda, examinar sua conformidade no tocante às condições de armazenagem, tipo, peneira, aspecto e umidade. Não estando de acordo, poderá, até as 9h do segundo dia útil após a alocação do Aviso de Entrega, pedir à B3 que as verifique. Constatada a desconformidade alegada pelo comprador, o vendedor deverá substituir os lotes até as 9h do quinto dia útil da data de alocação do Aviso de Entrega.

.10.

Quando solicitar a verificação de conformidade, o comprador pagará à B3 as despesas decorrentes, que se constituirão nas despesas de viagem e de estada de seu representante, mais 1% do valor de um lote verificado, calculado pelo preço de ajuste do vencimento futuro mais próximo, observado no dia de solicitação da verificação de conformidade; mais 0,5% pela verificação de um segundo lote; e mais 0,3% pela verificação de um dos lotes subsequentes.

Constatada a desconformidade do(s) lote(s), o vendedor ressarcirá o comprador, por intermédio da B3, das despesas de verificação de conformidade, não o isentando da troca da mercadoria.

Vendedor e comprador poderão também, de comum acordo, decidir-se por um deságio sobre o valor de liquidação. Esse acordo deverá ser registrado junto à B3.

14. Operações ex-pit

Serão permitidas operações ex-pit, até o último dia útil anterior ao período de registro do Aviso de Entrega, desde que atendidas as condições estabelecidas pela B3.

15. Forma de pagamento e de recebimento dos valores relativos à liquidação financeira

A liquidação financeira das operações *day trade*, dos ajustes diários e no vencimento, é realizada conforme determinado a seguir.

15.1. Comitentes não residentes

A liquidação é realizada em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova York, Estados Unidos da América, por meio de instituições liquidantes autorizadas pela B3.

15.2. Comitentes residentes

A liquidação é realizada em reais, conforme estabelecido no Manual de Procedimentos Operacionais da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA.

A conversão dos valores de liquidação financeira, quando for o caso, será feita pela taxa de câmbio referencial, definida no item 1, relativa a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado:

- a) na liquidação de operações *day trade*: a taxa de câmbio referencial do dia da operação;
- b) na liquidação de ajuste diário: a taxa de câmbio referencial do dia a que o ajuste se refere;
- c) na liquidação financeira no vencimento: a taxa de câmbio referencial do dia útil anterior ao dia da liquidação financeira.

.11.

16. Margem de garantia

É exigida margem de garantia de comitentes com posição em aberto, a qual é atualizada diariamente, de acordo com o Manual de Administração de Risco da Câmara de Compensação e Liquidação BM&FBOVESPA e o Manual de Procedimentos Operacionais da Câmara de Compensação e Liquidação BM&FBOVESPA.

17. Legislação e normativos aplicáveis

O presente contrato é regido e interpretado em conformidade com a legislação em vigor na República Federativa do Brasil, incluindo a regulação emitida pelas autoridades competentes e as determinações de autoridades judiciais e administrativas que venham a gerar efeitos sobre o presente contrato, bem como as regras e os procedimentos divulgados pela B3, sobretudo aqueles previstos em seu Estatuto Social, seus regulamentos, manuais e Ofícios Circulares, observados, adicionalmente, o Regulamento da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA, o Manual de Procedimentos Operacionais da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA e o Manual de Administração de Risco da Câmara de Compensação e Liquidação da BM&FBOVESPA.

Na hipótese de situações não previstas no presente contrato, bem como de medidas governamentais ou de quaisquer outros fatos, que impactem a formação, a maneira de apuração ou a divulgação de suas variáveis, ou que impliquem, inclusive, sua descontinuidade, a B3 tomará as medidas que julgar necessárias, a seu critério, visando à liquidação do presente contrato ou à sua continuidade em bases equivalentes.

ANEXO E – CONTRATO FUTURO DE MILHO



Contrato Futuro de Milho com Liquidação Financeira – Especificações –

1. Definições

- Contrato (especificações):** termos e regras sob os quais as operações serão realizadas e liquidadas.
- Preço de ajuste (PA):** preço de fechamento, expresso em reais por saca de 60 quilos líquidos de milho, apurado e/ou arbitrado diariamente pela BM&FBovespa, a seu critério, para cada um dos vencimentos autorizados, para efeito de atualização do valor das posições em aberto e de apuração do valor de ajustes diários e de liquidação das operações *day trade*.
- Taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA:** taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América descrita no Anexo III do Ofício Circular 058/2002-DG, de 19 de abril de 2002.
- PTAX:** taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América, cotação de venda, negociada no mercado de câmbio, para entrega pronta, contratada nos termos da Resolução 3.265/2005, do Conselho Monetário Nacional (CMN), apurada e divulgada pelo Banco Central do Brasil (Bacen), por intermédio do Sisbacen, transação PTAX800, opção "5", cotação de fechamento, para liquidação em dois dias, a ser utilizada com, no máximo, seis casas decimais, também divulgada pelo Bacen com a denominação de Fechamento PTAX, conforme Comunicado 10.742 do Bacen, de 17 de fevereiro de 2003, relativa ao último dia do mês anterior ao da operação.
- Dia útil:** dia em que ocorre pregão na BM&FBOVESPA.

2. Objeto de negociação

Milho em grão a granel, amarelo, de odor e aspectos normais, em bom estado de conservação, livre de bagas de mamona, bem como de outras sementes prejudiciais, e de insetos vivos, duro ou semiduro, proveniente da última safra e de produção brasileira, em condições adequadas de comercialização e próprio para consumo animal; e com (a) até 14% de umidade; (b) máximo de 1% de impurezas na peneira de 3mm; (c) máximo de 6% de grãos ardidos ou brotados e livres de grãos mofados; (d) máximo de 12% de grãos quebrados, partidos ou chochos.

3. Variação mínima de apregoação

R\$0,01 (um centavo de real) por 60 quilos líquidos.

4. Cotação

Reais por saca de 60 quilos líquidos, com duas casas decimais, livres de ICMS.

5. Oscilação máxima diária

Conforme estabelecida pela BM&FBOVESPA.

Para o primeiro vencimento em aberto, o limite de oscilação será suspenso nos três últimos dias de negociação. A BM&FBOVESPA poderá alterar o limite de oscilação de preços de qualquer vencimento a qualquer tempo, mesmo no decurso do pregão, mediante comunicação ao mercado com 30 minutos de antecedência.

6. Unidade de negociação

450 sacas de 60 quilos líquidos cada, correspondentes a 27 toneladas métricas de milho em grão a granel.

7. Meses de vencimento

Janeiro, março, maio, julho, agosto, setembro e novembro.

8. Número de vencimentos em aberto

Conforme autorização da BM&FBOVESPA.

9. Data de vencimento e último dia de negociação

Dia 15 do mês de vencimento. Se nesse dia for feriado ou não for dia de pregão na BM&FBOVESPA, a data de vencimento será o dia útil subsequente.

10. Dia útil

Considera-se dia útil, para efeito deste contrato, o dia em que há pregão na BM&FBOVESPA.

Para efeito de liquidação financeira e de atendimento a chamadas de margem, a que se referem os itens 11, 12, 13.1 e 18.2, considerar-se-á dia útil o dia que, além de haver pregão na BM&FBOVESPA, não for feriado bancário na praça de Nova Iorque, Estados Unidos da América.

11. Day trade

São admitidas operações *day trade* (compra e venda, no mesmo dia de pregão, da mesma quantidade de contratos para o mesmo vencimento), que se liquidarão automaticamente, desde que realizadas em nome do mesmo cliente, por intermédio da mesma Corretora membro e sob a responsabilidade do mesmo Membro



de Compensação, ou realizadas pelo mesmo Operador Especial, sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação. A liquidação financeira dessas operações será realizada no dia útil subsequente, sendo os valores apurados de acordo com o item 12(a), observado, no que couber, o disposto no item 19.

12. Ajuste diário

As posições em aberto, ao final de cada pregão, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, determinado segundo regras estabelecidas pela Bolsa, com movimentação financeira no dia útil subsequente, observado, no que couber, o disposto no item 19.

O ajuste diário das posições em aberto será realizado até a data de vencimento do contrato, de acordo com as seguintes fórmulas:

a) ajuste das posições realizadas no dia

$$AD_t = (PA_t - PO) \times 450 \times n$$

b) ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD_t = (PA_t - PA_{t-1}) \times 450 \times n$$

onde:

- AD_t = valor do ajuste diário, em reais, referente à data "t";
- PA_t = preço de ajuste, em reais, na data "t", para o vencimento respectivo;
- PO = preço da operação, em reais;
- n = número de contratos;
- PA_{t-1} = preço de ajuste do dia útil anterior à data "t", em reais, para o vencimento respectivo.

O valor do ajuste diário (AD_t), calculado conforme demonstrado acima, se positivo, será creditado ao cliente-comprador e debitado ao cliente-vendedor. Caso o cálculo apresente valor negativo, será debitado ao cliente-comprador e creditado ao cliente-vendedor.

13. Liquidação no vencimento

As posições que não forem encerradas em pregão até o último dia de negociação, mediante a realização de operações de natureza (compra ou venda) inversa, serão liquidadas no vencimento por um índice de preços.

13.1 Liquidação por índice de preços

As posições em aberto, após o encerramento do pregão do último dia de negociação, serão liquidadas pela BM&FBOVESPA na data de vencimento, mediante o registro de operação de natureza (compra ou venda) inversa à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo preço calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$PO_i = \frac{\sum_{t=(d-2)}^d IMILHO_t}{3}$$

onde:

- PO_i = preço da operação relativa à liquidação por índice de preços, expresso em reais por saca;
- $IMILHO_t$ = Indicador de Preço Disponível do Milho BM&FBOVESPA, para a região de Campinas (SP), expresso em reais por saca, apurado por instituição renomada em coleta de preços, definida em Ofício Circular, e divulgado no site da Bolsa;
- $d-2$ = segundo dia útil anterior ao último dia de negociação;
- d = data de vencimento do contrato e último dia de negociação.

Os valores relativos à liquidação da posição por índice de preços serão liquidados financeiramente no dia útil subsequente ao último dia de negociação, observado, no que couber, o disposto no item 19

14. Operações *ex-pit*

Serão permitidas operações *ex-pit*, até o último dia de negociação, desde que atendidas as condições estabelecidas pela BM&FBOVESPA. Essas operações serão divulgadas pela Bolsa, mas não serão submetidas à interferência do mercado.

15. Hedgers

Produtores, cooperativas, cerealistas, indústrias processadoras de milho, suinocultores, avicultores, pecuaristas, importadores, exportadores, bem como fornecedores de insumos, máquinas e equipamentos.

16. Margem de garantia

Será exigida margem de garantia de todos os comitentes com posição em aberto, cujo valor será atualizado diariamente pela Bolsa, de acordo com os critérios de apuração de margem para contratos futuros.



- A conversão dos valores de margem, quando necessária, será realizada observando-se, no que couber, o disposto no item 19.
- 17. Ativos aceitos como margem**
Aqueles aceitos pela Bolsa.
- 18. Custos operacionais**
- 18.1 Taxas da Bolsa**
Taxas de emolumentos, de registro e de permanência, apurados conforme cálculo estabelecido pela Bolsa.
- 18.2 Datas de pagamento**
- 18.2.1** As taxas de emolumentos e de registro são devidas no dia útil seguinte ao da operação, observado, no que couber, o disposto no item 19.
- 18.2.2** A taxa de permanência é devida na data determinada pela Bolsa.
- 19. Forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira e à conversão dos valores de margem de garantia e dos custos operacionais**
A liquidação financeira das operações *day trade*, dos ajustes diários, no vencimento e dos custos operacionais, bem como a conversão dos valores de margem de garantia, será realizada conforme determinado a seguir.
- 19.1 Clientes residentes**
Em reais, de acordo com os procedimentos estabelecidos pela Câmara de Registro, Compensação e Liquidação de Operações de Derivativos da BM&FBOVESPA.
- 19.2 Clientes não-residentes**
Em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova Iorque, EUA, por meio dos bancos liquidantes das operações da BM&FBOVESPA no Exterior, por ela indicados.
A conversão dos valores financeiros, quando for o caso, será feita pela taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA, definida no item 1 e relativa a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:
- a) na liquidação de operações *day trade*: a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia da operação;
 - b) na liquidação de ajuste diário: a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia a que o ajuste se refere;
 - c) na conversão dos valores de margem de garantia depositados em dólares dos Estados Unidos da América: a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia da operação.
- Já a conversão dos valores relacionados aos custos operacionais, quando for o caso, será feita pela PTAX, definida no item 1.
- 20. Normas complementares**
Fazem parte integrante deste contrato, no que couber, a legislação em vigor, as normas e os procedimentos da BM&FBOVESPA, definidos em seus Estatuto Social, Regulamento de Operações e Ofícios Circulares, observadas, adicionalmente, as regras específicas das autoridades governamentais que possam afetar os termos nele contidos.
Para efeito de definição dos termos de classificação do milho, serão observados os conceitos definidos nas "disposições gerais" da Portaria 845, de 8 de novembro de 1976, do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, e na Portaria Complementar 11, de 12 de abril de 1996. Na eventualidade de serem impostas restrições à comercialização de milho, de natureza sanitária ou fitogenética, em virtude de decisão oficial divulgada por autoridade competente, tais restrições serão aplicáveis às especificações referidas neste item.

ANEXO F – CONTRATO FUTURO DE SOJA



Contrato Futuro de Soja com Liquidação Financeira – Especificações –

1. Definições

<u>Contrato:</u>	refere-se ao presente instrumento derivativo, no qual estão estabelecidos termos e regras específicos sob os quais os negócios serão realizados e liquidados.
<u>Dia útil:</u>	dia em que há sessão de negociação na BM&FBOVESPA.
<u>Hedgers:</u>	comitentes, que negociam o contrato, na qualidade de produtores, cooperativas, cerealistas, indústrias, comerciantes, processadores do produto, importadores, exportadores e fornecedores de insumos, máquinas e equipamentos.
<u>Preço de ajuste:</u>	preço de fechamento, expresso em dólares dos Estados Unidos da América, por saca de 60 (sessenta) quilos líquidos de soja, apurado e/ou arbitrado diariamente pela BM&FBOVESPA, a seu critério, para cada um dos vencimentos autorizados, para fins de equalização do preço dos negócios e de apuração do valor de ajustes diários e de liquidação das operações day trade dos comitentes.
<u>PTAX:</u>	taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos, cotação de venda, divulgada pelo Banco Central do Brasil, por intermédio do Sisbacen, transação PTAX800, opção "5", cotação de fechamento, para liquidação em dois dias, a ser utilizada com, no máximo, sete casas decimais, relativa ao último dia do mês anterior ao da operação.
<u>Taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA:</u>	taxa de câmbio de reais por dólar dos Estados Unidos da América, apurada pela BM&FBOVESPA para liquidação em 1 (um) dia, conforme divulgado em seu endereço eletrônico.

Quaisquer termos que não sejam definidos neste contrato têm os significados atribuídos no Regulamento de operações do Segmento BM&F-Derivativos e no Regulamento da Câmara de Registro, Compensação e liquidação de operações de Derivativos BM&FBOVESPA: Segmento BM&F.

2. Ativo-objeto de negociação

Soja em grão a granel tipo exportação, com os seguintes limites máximos: 14% (catorze por cento) de umidade; 1% (um por cento) de matérias estranhas e impurezas; 30% (trinta por cento) de quebrados; 8% (oito por cento) de esverdeados; 8% (oito por cento) de avariados (queimados, ardidos, mofados, fermentados, germinados, danificados, imaturos e chochos), dos quais se permite até 6% (seis por cento) de grãos mofados, até 4% (quatro por cento) de grãos ardidos e queimados, sendo que esse último não pode ultrapassar 1% (um por cento); e 18,5% de conteúdo de óleo.

3. Cotação

Dólares dos Estados Unidos da América por saca de 60 (sessenta) quilos líquidos, conforme as especificações definidas no item 2, com duas casas decimais, livres de ICMS (Imposto sobre operações relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestações de Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação).

4. Variação mínima de apreço

US\$0,01 (um centavo de dólar) por saca de 60 (sessenta) quilos líquidos.

5. Oscilação máxima diária

A BM&FBOVESPA estabelece a oscilação máxima diária do contrato.

Para o primeiro vencimento em aberto, o limite de oscilação máxima diária será suspenso nos três últimos dias de negociação.

A BM&FBOVESPA poderá alterar o limite de oscilação máxima diária de preços de qualquer vencimento a qualquer tempo, mesmo no decurso da sessão de negociação, mediante comunicado ao mercado com 30 (trinta) minutos de antecedência.

6. Unidade de negociação

450 (quatrocentas e cinquenta) sacas de 60 (sessenta) quilos líquidos ou 27 (vinte e sete) toneladas métricas.

7. Meses de vencimento

Março, abril, maio, junho, julho, agosto, setembro e novembro.

8. Número de vencimentos em aberto

Conforme autorização da BM&FBOVESPA.

9. Data de vencimento e último dia de negociação

Segundo dia útil anterior ao mês de vencimento.

10. Dia útil

Para efeito de liquidação financeira e de atendimento a chamadas de margem, a que se referem os itens 11, 12, 13.1 e 18.2, considerar-se-á "dia útil" o dia em que, além de haver sessão de negociação na BM&FBOVESPA, não for feriado bancário na praça de Nova Iorque, Estados Unidos da América.

11. Day trade

São admitidas operações *day trade* (compra e venda, na mesma sessão de negociação, da mesma quantidade de contratos para o mesmo vencimento), que se liquidarão automaticamente, desde que realizadas em nome do mesmo comitente, por meio do mesmo Intermediário e sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação, ou realizadas pelo mesmo Operador Especial, sob a responsabilidade do mesmo Membro de Compensação. A liquidação financeira dessas operações será realizada no dia útil subsequente ao da negociação, sendo os valores apurados de acordo com o item 12(a), observado, no que couber, o disposto no item 18.

12. Ajuste diário

As posições em aberto, ao final de cada sessão de negociação, serão ajustadas com base no preço de ajuste do dia, com liquidação financeira no dia útil subsequente, observado, no que couber, o disposto no item 18. O ajuste diário das posições em aberto será realizado até a data de vencimento do contrato, de acordo com as seguintes fórmulas:

a) ajuste das posições realizadas no dia

$$AD_t = (PA_t - PO) \times 450 \times n \quad (1)$$

b) ajuste das posições em aberto no dia anterior

$$AD_t = (PA_t - PA_{t-1}) \times 450 \times n \quad (2)$$

onde:

AD_t = valor do ajuste diário, em dólares dos Estados Unidos da América, referente à data "t";
 PA_t = preço de ajuste, em dólares dos Estados Unidos da América, na data "t", para o vencimento respectivo;
 PO = preço da operação, em dólares dos Estados Unidos da América;
 n = número de contratos;
 PA_{t-1} = preço de ajuste do dia útil anterior à data "t", em dólares dos Estados Unidos da América, para o vencimento respectivo.

O valor do ajuste diário (AD_t), calculado conforme demonstrado acima, se positivo, será creditado ao comitente-comprador e debitado ao comitente-vendedor. Caso o cálculo apresente valor negativo, será debitado ao comitente-comprador e creditado ao comitente-vendedor.

13. Liquidação no vencimento

As posições que não forem encerradas na sessão de negociação até o último dia de negociação, mediante a realização de operações de natureza (compra ou venda) inversa, serão liquidadas no vencimento por um índice de preços, conforme item abaixo.

13.1 Liquidação por índice de preços

As posições em aberto, após o encerramento da sessão de negociação do último dia de negociação serão liquidadas pela BM&FBOVESPA na data de vencimento, mediante o registro de operação de natureza (compra ou venda) inversa à da posição, na mesma quantidade de contratos, pelo preço calculado de acordo com a seguinte fórmula:

$$PO_t = \frac{\sum_{i=d-2}^d ISOJAPAGUA_i}{3}$$

onde:

PO_t = preço da operação relativa à liquidação por índice de preços, expresso em dólares dos Estados Unidos da América por saca;
 $ISOJAPAGUA_t$ = Indicador de Preço da Soja Paranaguá BM&FBOVESPA, para o corredor de exportação de Paranaguá (PR), expresso em dólares dos Estados Unidos da América por saca, apurado por instituição renomada em coleta de preços, definida em Ofício Circular, e divulgado no endereço eletrônico da BM&FBOVESPA;
 $d - 2$ = segundo dia útil anterior ao último dia de negociação;
 d = data de vencimento do contrato e último dia de negociação.

Os valores relativos à liquidação da posição por índice de preços serão liquidados financeiramente no dia útil subsequente à sessão de negociação do último dia de negociação, observado, no que couber, o disposto no item 18.

14. Operações ex-pit

Serão permitidas operações ex-pit até a sessão de negociação do último dia de negociação, desde que atendidas às condições estabelecidas pela BM&FBOVESPA. Essas operações ex-pit serão divulgadas pela BM&FBOVESPA, mas não serão submetidas à interferência do mercado.

15. Margem de garantia

Será exigida margem de todos os comitentes com posição em aberto, cujo valor será atualizado diariamente pela BM&FBOVESPA, de acordo com os critérios de apuração de margem para contratos futuros.

A conversão dos valores de margem, quando necessária, será realizada observando-se, no que couber, o disposto no item 18.

16. Ativos aceitos como garantia

Aqueles aceitos pela BM&FBOVESPA.

17. Custos operacionais

17.1 Taxas da BM&FBOVESPA

Taxas de emolumentos, de registro e de permanência, apuradas conforme cálculo estabelecido pela BM&FBOVESPA.

17.2 Datas de pagamento

17.2.1 As taxas de emolumentos e de registro são devidas no dia útil seguinte ao do negócio, observado, no que couber, o disposto no item 18.

17.2.2 A taxa de permanência é devida na data determinada pela BM&FBOVESPA.

18. Forma de pagamento e recebimento dos valores relativos à liquidação financeira e à conversão dos valores de margem de garantia e dos custos operacionais

A liquidação financeira das operações *day trade*, dos ajustes diários, no vencimento e dos custos operacionais, bem como a conversão da margem de garantia, será realizada conforme determinado a seguir.

18.1 Comitentes residentes

Em reais, de acordo com os procedimentos estabelecidos pela Câmara de Derivativos da BM&FBOVESPA. A conversão dos valores financeiros, quando for o caso, será feita pela taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA em relação a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:

- a) na liquidação de operações *day trade*: aplica-se a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia do negócio;
- b) na liquidação de ajuste diário: aplica-se a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia a que o ajuste se refere;
- c) na liquidação financeira no vencimento: aplica-se a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia útil anterior ao dia da liquidação financeira.

A conversão dos valores relacionados aos custos operacionais será feita pela PTAX.

Já a conversão dos valores relacionados aos custos operacionais expressos em dólares dos Estados Unidos da América, quando for o caso, será feita pela PTAX.

18.2 Comitentes não residentes

Em dólares dos Estados Unidos da América, na praça de Nova Iorque, Estados Unidos da América, por meio das instituições liquidantes das operações da BM&FBOVESPA no exterior, por ela indicados.

A conversão dos valores financeiros, quando for o caso, será feita pela taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA em relação a uma data específica, conforme a natureza do valor a ser liquidado, a saber:

- a) na conversão da margem de garantia: aplica-se a taxa de câmbio referencial BM&FBOVESPA do dia da operação; ou
- b) na conversão dos valores relacionados aos custos operacionais expressos em reais, aplica-se, quando for o caso, a PTAX.

19. Arbitramento do preço de liquidação por índice de preços

O preço da operação relativa à liquidação por índice de preços, detalhada no item 13.1, poderá ser arbitrado a critério da BM&FBOVESPA.

20. Normas complementares

Fazem parte integrante deste contrato, no que couber, a legislação em vigor, as normas e os procedimentos da BM&FBOVESPA, definidos em seus Estatuto Social, Regulamentos e Manuais, Ofícios Circulares e Comunicados Externos, observadas, adicionalmente, as regras específicas das autoridades governamentais que possam afetar os termos nele contidos.